



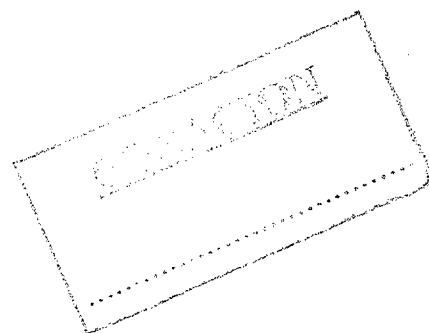
Ensayos sobre las Consecuencias Económicas del Envejecimiento de la Población

TESIS DOCTORAL

Autor: Carlos Gabriel Bethencourt Marrero

Directores: Vincenzo Galasso y José-Víctor Ríos-Rull

Universidad Carlos III de Madrid
Departamento de Economía



Getafe, junio de 2003



→ EN FORMATO
ELECTRÓNICO

CARLOS GABRIEL BETHENCOURT MARRERO:

RESUMEN DE LA TESIS (150 – 200 PALABRAS)

El primer objetivo de esta tesis consiste en explicar cómo se determina el tamaño del sistema de bienestar. Se demuestra que, en un modelo 2-OLG, en el que los agentes deciden la dimensión del sistema de pensiones y de sanidad pública, la interrelación de los efectos redistributivos de ambos programas explica que el tamaño del sistema de bienestar crezca más de lo que la estructura demográfica implica. El segundo objetivo de la tesis consiste en valorar la relevancia de la variable renta en la determinación de los tipos de hogares de las personas mayores. Para ello, se computan distintos modelos teóricos en los que las madres y los hijos determinan conjuntamente la decisión de dónde vivir. Se concluye que, para una muestra de mujeres viudas mayores de 65 años en EEUU, las predicciones del modelo captan perfectamente el patrón no monótono de los datos para 1970 y 1990. Asimismo, el cambio en la renta es capaz de explicar un 75% del cambio en la distribución de los tipos hogares. El tercer objetivo consiste en estudiar otras características que condicionan la formación de los tipos de hogares. Se obtiene que el estado civil de los hijos es una variable clave.

CODIGOS DE LA UNESCO:

5307.14	Teoría económica, Macroeconomía
5307.15	Teoría económica, Microeconomía
5307.19	Teoría económica, Teoría del Bienestar
5307.99	Teoría económica, Economía de la Familia

AREA DE CONOCIMIENTO DE LA TESIS EN EL DEPARTAMENTO

Departamento de Economía, Teoría económica, Macroeconomía

TU
198
(2º soto)



Ensayos sobre las Consecuencias Económicas del Envejecimiento de la Población

TESIS DOCTORAL

Autor: Carlos Gabriel Bethencourt Marrero

Directores: Vincenzo Galasso y José-Víctor Ríos-Rull

Universidad Carlos III de Madrid

Departamento de Economía

Getafe, junio de 2003

A mis padres y a mi hermana

Agradecimientos

Ante todo quiero agradecer el tiempo y la dedicación de mis directores de tesis. A Víctor por enseñarme a observar y a elegir, por su disponibilidad, por su gran generosidad, por escucharme siempre, por las oportunidades que me ha ofrecido, y por su sincero apoyo. A Vincenzo por sus consejos, por su espíritu crítico, por abrirme las puertas hacia la investigación, por haber sabido guiarme y por su constante ánimo.

Quiero mostrar también mi agradecimiento a Manuel Navarro Ibáñez, profesor de la Universidad de La Laguna, por su orientación y consejo, sin los que probablemente no hubiera emprendido este proyecto, que tanto ha supuesto para mí a nivel profesional y personal.

Agradezco el tiempo de aquellos profesores del Departamento de Economía de la Universidad Carlos III de Madrid que en algún momento me ayudaron en mi investigación. También agradezco las muestras de ayuda que me han brindado mis compañeros del Departamento de Análisis Económico de la Universidad de La Laguna. De manera especial quiero expresar mi gratitud a los profesores Fernando Perera, Carmen Álvarez, Juan Acosta y Pilar Osorno que siempre han estado disponibles tanto para ayudarme en mis tareas docentes como para discutir cualquier aspecto relacionado con esta investigación. También agradezco a Amador, Julito, Olga y Rosita los buenos momentos pasados en el despacho, las charlas, los cafés, las discusiones, los ánimos, la buena música y el CreammyCo.

También quiero agradecer a la Universidad de Pennsylvania la cordial hospitalidad con la que me ha acogido en los dos últimos años. Agradezco la ayuda que he recibido por parte de los profesores del Departamento de Economía, así como las muestras de consideración que me han dispensado. Además, quiero agradecer a los muchos amigos que he encontrado allí, los buenos momentos que hemos pasado juntos, en especial a mis “cuates” Jorge y Daniel.

Me gustaría mostrar mi gratitud hacia el Ministerio de Educación y Ciencia y al Gobierno de Canarias por su apoyo financiero. El primero me concedió una Beca de Formación de Personal Investigador y el segundo una subvención para la realización de estancias en otras universidades que me permitió visitar en dos ocasiones la Universidad de Pennsylvania.

Quiero agradecer a todos mis compañeros de Doctorado su amistad, sin la que nunca hubiera llegado hasta aquí. De forma especial a aquellos con los que compartí más tiempo durante estos siete años. A Rous, que ha sido mi mejor apoyo desde el primer día hasta el último, por su cariño, su alegría, su paciencia y por tantos momentos inolvidables que hemos pasado. A Virgin, que se ha reído y ha sufrido conmigo desde el principio hasta el final y siempre me ha mostrado de la forma mas afectuosa su amistad, ayudándome en todo lo que ha podido y más. A mi colega Angie, por su cariño, su sentido del humor y por su baile ero-festivo que ha traspasado fronteras. A mi compadre Andriu por su inestimable ayuda, por sus consejos y por todas las cañas que nos tomamos en las calurosas y no tan calurosas tardes de Getafe. A Oscar, un gran amigo con el que siempre podré contar a pesar de los charcos que existan de por medio, por su afecto y por ser la persona que es. A Aubierna, por su sentido de la amistad que va más allá de una contabilidad de los mensajes electrónicos recibidos y por ser tan feliz que obliga a los demás a ser felices también. A Alf y Ro, por las tardes en el once, por su cariño, por su espíritu, por su apoyo y por nuestra amistad. A Paco y Natalia, por su reivindicación de la individualidad, por su afecto y por su enorme generosidad y calidad humana. A Ramiro, por saber que siempre he podido contar con él, por ayudarme cuando he estado fuera en todo lo que he necesitado y por haberme mostrado siempre su mejor sonrisa. A mis amigos Raquel, Ana, Pedro, Nieves, Pepé y Javi. A todos ellos, y a los demás, por ser los responsables de que estos años pasados hayan sido de los más felices de mi vida, gracias por haberlo hecho posible.

Por supuesto, quiero agradecer la paciencia y la confianza de mi familia y mis amigos que han sabido alentarme, consolarme y alegrarse conmigo siempre que lo he necesitado. Por su afecto, por su amistad y por su apoyo, que han sido importantes para mi y, por lo tanto, imprescindibles para poder haber llegado hasta aquí. A todos ellos que son muchos, gracias.

Por último, quiero expresar mi eterna gratitud a mis padres, a mi hermana y a mi abuela. Gracias por escucharme tantas veces, por compartir los buenos y los malos momentos, por animarme y confiar en mí. Sin ellos jamás hubiera culminado este proyecto.

Índice General

1	Introducción	15
2	Determinación del tamaño del sistema de bienestar: El sistema de pensiones y el sistema de sanidad pública	27
2.1	Introduction	27
2.2	The economic model	30
2.2.1	The welfare state	36
2.2.2	The economic equilibrium	37
2.3	The voting game	38
2.4	Politico-economic equilibria	40
2.4.1	Voting over the size of the welfare state	40
2.4.2	Voting over the composition of the welfare state	43
2.4.3	Characterization of equilibria	44

2.5	Exogenous longevity	46
2.5.1	Voting over τ and λ	47
2.5.2	Characterization of equilibria	49
2.6	Comparing equilibria	50
2.7	Concluding remarks	52
2.8	Appendix 1	54
2.9	Appendix 2	63
3	La distribución de los tipos de hogares de las mujeres mayores por nivel de renta	67
3.1	Introducción	67
3.2	Datos	71
3.3	Distribución de los tipos de hogares en 1970 y en 1990	72
3.4	Cambios en la renta	76
3.5	Relación entre los tipos de hogares y la renta de los individuos. El problema de los datos: el mecanismo de imputación	79
3.6	La distribución conjunta de la renta y los tipos de hogares en 1970 y en 1990	85
3.6.1	Distribución conjunta de la renta y los tipos de hogares en 1970 . . .	85
3.6.2	Distribución conjunta de la renta y los tipos de hogares en 1990 . . .	87

3.6.3	El cambio en la distribución entre 1970 y 1990	89
3.7	Conclusión	92
4	El papel de renta en la determinación de los tipos de hogares de las mujeres mayores	95
4.1	Introducción	95
4.2	El Modelo Básico	100
4.2.1	Los elementos comunes a todos los modelos	100
4.2.2	Los elementos específicos del Modelo Básico	105
4.3	Variantes del Modelo Básico	107
4.4	Estimación de los modelos en 1970	110
4.4.1	El procedimiento de estimación	110
4.5	Resultados de la estimación	113
4.5.1	Estimación del Modelo 1 (Modelo Básico)	113
4.5.2	Estimación del Modelo 2 (los hijos valoran los tipos de hogares, las madres no)	117
4.5.3	Estimación del Modelo 3 (madres e hijos valoran los tipos de hogares)	118
4.5.4	Estimación del Modelo 4 (madres e hijos valoran los tipos de hogares, las madres también valoran el bienestar de sus hijos)	119

4.5.5	Estimación del Modelo 5 (madres e hijos valoran los tipos de hogares, los hijos también valoran el bienestar de sus madres)	120
4.5.6	Estimación del Modelo 6 (las madres valoran los tipos de hogares, los hijos también valoran el bienestar de sus madres)	121
4.5.7	Estimación del Modelo 7 (las madres valoran los tipos de hogares, madres e hijos son altruistas)	121
4.5.8	Estimación del Modelo 8 (Modelo básico con una función diferente de la probabilidad de vivir solos)	122
4.5.9	Estimación del Modelo 9 (Modelo básico con una función de la probabilidad de vivir solos de dos parámetros)	122
4.5.10	Conclusiones de la estimaciones	123
4.6	Las predicciones del modelo para 1990	123
4.6.1	Medidas de la precisión de la predicción	125
4.6.2	Predicciones del Modelo 1 (Modelo Básico) para 1990	126
4.6.3	Comparación de las predicciones del Modelo 1 con las del Modelo 4 (Madres e hijos valoran los tipos de hogares; las madres también valoran el bienestar de sus hijos) para 1990	129
4.7	Descomposición del cambio	130
4.7.1	Cambios en las rentas de cada agente	131
4.7.2	Cambios en la renta absoluta y en la renta relativa	133

4.7.3	Cambios en la dispersión de la renta	135
4.8	Conclusión	138
4.9	Apéndice	139
5	Otros factores determinantes de los tipos de hogares. El estado civil de los hijos	141
5.1	Introducción	141
5.2	Evidencia empírica	146
5.2.1	El número total de hijos	146
5.2.2	El sexo de los hijos	147
5.2.3	El estado civil de los hijos	149
5.2.4	La edad de los hijos	151
5.2.5	Resumen de la evidencia: el estado civil de los hijos	152
5.3	Relación entre la renta, el estado civil de los hijos y los tipos de hogares: el mecanismo de imputación	153
5.4	Distribución conjunta de la renta, el estado civil y los tipos de hogares en 1970 y en 1990	164
5.4.1	Distribución conjunta de la renta y el estado civil	164
5.4.2	Distribución de los tipos de hogares en 1970 por grupos de renta y estado civil	168

5.4.3	Distribución de los tipos de hogares en 1990 por grupos de renta y estado civil	170
5.5	El modelo con el estado civil de los hijos	172
5.6	Resultados de la estimación del modelo en 1970	176
5.7	Las predicciones del modelo para 1990	181
5.8	Conclusión	185
5.9	Apéndice	188

Capítulo 1

Introducción

La estructura de la población de la mayoría de los países desarrollados ha cambiado en las últimas décadas. La disminución paulatina de la mortalidad y la reducción de la fertilidad que han tenido lugar a partir del *baby-boom*, han producido un continuo crecimiento de la proporción que las personas mayores representan sobre la población total. En Estados Unidos, por ejemplo, el grupo de personas mayores de 65 años en el total de la población pasa de un 9.3% en 1960, a un 11.2% en 1980, y se incrementa hasta un 12.8% en 2000. Este fenómeno se conoce como envejecimiento de la población. Esta tendencia se acentuará en el futuro en aquellos países que presenten bajas tasas de fertilidad y altas y crecientes esperanzas de vida. Además, se espera que sea la tendencia demográfica mundial más destacable en este nuevo siglo, puesto que el envejecimiento de la población no es más que uno de los resultados a largo plazo de la transición demográfica.

El envejecimiento de la población ha suscitado el interés no sólo de los demógrafos, sino también de investigadores de todas las ciencias sociales. La razón no es otra que la propia conducta de los individuos, pues muchas de las características de su comportamiento están íntimamente relacionadas con la edad. De esta forma, un cambio profundo en la composición de la población, como el incremento, relativamente reciente, del peso de las



personas mayores de 65 años respecto a la población total, tiene importantes repercusiones económicas y sociales, tanto para el conjunto de la población como para cada individuo en particular. Estas repercusiones han provocado que el envejecimiento de la población se convierta en uno de los temas centrales de estudio en la actualidad, y no sólo desde el punto de vista científico, sino también desde el punto de vista político o intelectual. La tarea de valorar la dimensión de tales consecuencias se ha convertido en un tema de obligado estudio, dada la magnitud del cambio poblacional y su pauta de continuidad en el tiempo. Por este motivo, el envejecimiento de la población es, precisamente, el objeto de estudio de la presente investigación.

Desde el punto de vista económico, existe un interés fundamental en el análisis del efecto que el envejecimiento de la población ocasiona en la política fiscal. El objetivo básico consiste en determinar las consecuencias económicas y financieras que ese proceso de envejecimiento poblacional implica sobre los distintos programas sociales, especialmente en aquéllos que están destinados a satisfacer las necesidades del grupo de población de mayor edad. Un número creciente de estas personas supone un coste cada vez más elevado para la Administración, en la medida en que la mayoría de las personas mayores están jubiladas y reciben recursos de varios programas públicos, fundamentalmente de la seguridad social (sistema de pensiones públicas) y de la sanidad pública. Sin embargo, lo que ha provocado controversia entre los investigadores es el tipo de relación existente entre el peso asignado al grupo de individuos mayores de 65 años y la cantidad de recursos que dichas personas reciben. La posible existencia de una relación no lineal entre ambas variables plantea la necesidad de explicar cuáles son las razones que hacen que un programa público tenga un determinado tamaño y no otro. Gran parte de la literatura de Economía Política se fundamenta en esta pregunta.

Los trabajos más recientes, como el de Tabellini (2000), Persson y Tabellini (2002) y Conde-Ruiz y Galasso (1999), concluyen que los efectos redistributivos intrageneracionales son determinantes para explicar el tamaño del sistema de pensiones. Sistemas de pensiones

como el de Estados Unidos, en el que la pensión recibida suele ser bastante homogénea y la contribución realizada es proporcional a los ingresos del trabajo, la transferencia intergeneracional propia del sistema coexiste con transferencias intrageneracionales. Los individuos tienen en cuenta esta información a la hora de votar qué tamaño del sistema prefieren y la incorporan a su problema de decisión. Así, por ejemplo, Persson y Tabellini (2002) plantean un modelo de generaciones solapadas y agentes heterogéneos en renta y encuentran que el votante mediano es un individuo joven pobre y que el tamaño del sistema de pensiones preferido por éste es mayor que el que se obtendría en el caso de la regla de oro. No obstante, todos los trabajos realizados hasta la fecha analizan, únicamente, el sistema de pensiones, dejando al margen el sistema de sanidad público que, junto con el anterior, es el principal programa que destina recursos a los individuos mayores.

Este hecho carecería de relevancia si ambos sistemas fueran similares, tanto en la forma de recaudar ingresos y de repartir el gasto, como en los aspectos redistributivos. En este caso se podría hablar de un único sistema, sin necesidad de distinguir la naturaleza o el tipo de gasto que reciben los individuos, y los resultados obtenidos en el análisis del sistema de pensiones se harían automáticamente extensibles al considerar, también, la sanidad pública. Este es el enfoque que, entre otros autores, siguen Mulligan y Sala-i Martin (1999).

Si bien es cierto que no hay muchas diferencias entre la manera en que cada uno de dichos sistemas recauda los ingresos, la propia naturaleza de uno y otro hace que existan diferencias en la forma en que los individuos reciben los beneficios. Sin embargo, el motivo fundamental que hace deseable una teoría que no trate a los dos sistemas como si de uno solo se tratara es la existencia de diferencias en sus efectos redistributivos. Los individuos, cuando votan por los tamaños de los programas, conocen la manera en que les afectan, tanto desde el lado de los ingresos como del de los gastos. Esto hace que, en un mundo poblado con agentes heterogéneos, los individuos tengan preferencias distintas acerca del tamaño relativo entre la sanidad pública y el sistema de pensiones. Las respuestas a: por qué un sistema tiene un tamaño mayor que otro o por qué coexisten ambos sistemas tienen que ver con estas

consideraciones.

Otro problema importante que surge al considerar la sanidad pública y la seguridad social como un único sistema es el hecho de ignorar las interacciones que se producen entre ambos programas: puede que los sistemas sean sustitutivos, complementarios o independientes entre sí. Esto significa que, por ejemplo, si el votante mediano es un joven pobre, con una esperanza de vida reducida, podría estar más interesado en un mayor tamaño relativo de la sanidad pública, en la medida en que el sistema de pensiones le supone una anualidad fija que recibirá en función de su horizonte de vida y la sanidad pública es independiente del mismo. Y, probablemente, el tamaño total de ambos sistemas sería mayor del que hubiera escogido un individuo joven rico, que obtiene menores beneficios netos de los dos programas, si ambos son progresivos en la forma que se describió anteriormente (contribuciones proporcionales a los ingresos y prestaciones, en alguna medida, independientes de los mismos). Por tanto, para comprender cuáles son las razones que explican el tamaño creciente de los dos sistemas y cuantificar la importancia del envejecimiento de la población en este proceso, es necesario llevar a cabo un análisis simultáneo de ambos sistemas, que haga especial hincapié en desentrañar las interrelaciones que se establecen entre ellos. El Capítulo 2 de esta tesis doctoral explora, precisamente, esta cuestión. El objetivo del mismo es explicar cómo se determina el tamaño relativo de cada uno de los sistemas y cómo las interacciones que existen entre ambos llevan a que el tamaño total del sistema sea superior al que se obtendría en caso de omitirlas.

En Estados Unidos, entre 1960 y finales de la década de los noventa, el gasto en seguridad social medido como proporción del PIB pasó de un 2.5% a un 4.5%, mientras que la proporción del gasto en sanidad pública (*Medicare*) en relación al PIB pasó del 0.4% al 3.5%. Al mismo tiempo, la proporción de población que representan los individuos mayores se incrementó a lo largo de esos años de un 9.4% a un 12.7%. Estos porcentajes revelan, claramente, que el envejecimiento de la población, por sí solo, es insuficiente para explicar el incremento del gasto en ambos sistemas y que los individuos mayores de 65 años están

recibiendo cada vez más recursos, particularmente en forma de gasto sanitario público. De hecho, el gasto de la seguridad social y el gasto sanitario per capita en el grupo de mayores crecieron, respectivamente, un 35% y un 675% durante ese período. Además, las proyecciones indican que esta tendencia continuará en el futuro, lo que plantea ciertas dudas acerca de la sostenibilidad de ambos sistemas.

En este segundo capítulo se sugiere que el elemento clave que provoca que la sanidad pública y el gasto en pensiones crezcan más de lo que aumenta el grupo de mayores es la complementariedad política que surge entre ambos sistemas, que induce a una respuesta más que proporcional al proceso de envejecimiento de la población. Por complementariedad política se entiende que la existencia de un sistema de pensiones incrementa el apoyo político para un sistema de sanidad pública y viceversa. Philipson y Becker (1998) argumentan que la existencia de un sistema de pensiones puede inducir a los individuos a invertir más en su salud, incrementando el gasto en sanidad, pues la existencia de la pensión, que es un pago periódico, aumenta el valor de la vida. En la presente tesis se identifica, además, un nuevo vínculo entre ambos sistemas, que va desde la sanidad pública al sistema de pensiones. La explicación se basa en los tres elementos siguientes. Primero, hay una correlación entre salud y renta: mayor renta de los individuos implica mayor esperanza de vida. Segundo, el gasto en sanidad tiene fuertes efectos redistributivos; fundamentalmente, es consumido por los individuos mayores y, además, presenta un sesgo hacia los individuos de menor renta. Tercero, el incremento de la longevidad inducido por el gasto en sanidad es mayor para los individuos de ingresos bajos que para los de ingresos altos. El mecanismo es sencillo: el gasto en sanidad reduce el diferencial de las longevidades entre ricos y pobres; esto hace que los individuos pobres tengan un mayor horizonte de vida cuando se jubilan y, por tanto, que puedan recibir la pensión durante un período de tiempo mucho más largo. El resultado es un aumento del rendimiento de la seguridad social para los trabajadores de renta baja frente a los de renta alta. De esta manera, la existencia de un sistema de sanidad pública incrementa el apoyo político a la existencia de un sistema de pensiones por parte de los individuos de renta baja.

En este capítulo se demuestra que, para una representación razonable de ambos programas, la complementariedad política entre el sistema de pensiones y el sistema de sanidad existe y, además, esta complementariedad política hace que el tamaño del sistema de bienestar (entendido como la suma de los dos anteriores) crezca más de lo que la estructura demográfica, por sí sola, hubiera implicado. En particular, se demuestra que el apoyo político al sistema de bienestar proviene de una coalición entre trabajadores pobres y jubilados, mientras que el apoyo político al gasto en sanidad procede, fundamentalmente, de los individuos pobres y de los individuos cercanos a la renta media, que son quienes explotan la complementariedad de los sistemas.

Junto con el proceso de envejecimiento de la población, el incremento del número de individuos mayores que viven solos es uno de los fenómenos demográficos más significativos de las últimas décadas. En la composición de los hogares de las personas mayores se ha producido un cambio que supone un aumento considerable de los hogares unipersonales frente a otras alternativas, fenómeno al que se conoce como el cambio en la distribución de los *living arrangements*.

Los *living arrangements* consisten en los acuerdos que se establecen entre los miembros de una familia u otras personas, y que determinan la composición y las características del hogar en donde residen. Generalmente, la observación del número de individuos pertenecientes al mismo hogar y de la relación de dependencia que se establece entre ellos, aporta una idea de los diferentes tipos de hogares que pueden llegar a formarse. En la presente tesis doctoral se utilizará la expresión “tipos de hogares” para denotar los *living arrangements*.

Una clasificación bastante extendida en el caso de las personas mayores distingue entre las siguientes cuatro categorías: vivir solo, vivir con algún hijo, vivir con algún otro individuo o con varios, y vivir en una institución. La distribución de los tipos de hogares de los individuos mayores ha atraído el interés de investigadores de todas las ciencias sociales, pues el tipo de hogar es una variable determinante, en gran medida, del bienestar de las

personas mayores. Entre otros aspectos, afecta a su nivel de vida, a su salud, a sus relaciones emocionales y sociales, a su sentimiento de aislamiento o de protección y a su percepción del valor y disfrute de la vida.

Además, el tipo de hogar en el que reside un individuo mayor guarda una estrecha relación con la modalidad de asistencia que recibe. Normalmente, los individuos mayores que viven con sus hijos o con sus familiares reciben cuidados por parte de éstos. Sin embargo, aquéllos que viven solos reciben una cantidad considerable de los servicios prestados por los organismos estatales. Esto ha provocado que, en los últimos años, haya surgido un debate en el que se cuestiona si el cuidado y la asistencia proporcionada por los familiares está siendo, o no, sustituida por los servicios que proporciona el Estado. De hecho, en países como Estados Unidos, por ejemplo, la partida del gasto social que ha crecido con mayor fuerza es el *Home Health Care*, es decir, el gasto que se suministra directamente a los individuos en sus hogares, con el propósito, no sólo de mantener la salud de los individuos, sino también de maximizar su nivel de independencia, reduciendo los efectos de cualquier tipo de discapacidad o enfermedad.

De acuerdo con lo anterior, para valorar el bienestar de los individuos mayores en los últimos años, así como para tener una medida de la presión que pueden ejercer sus nuevas demandas en el gasto público, es necesario, en primer lugar, identificar los factores relevantes en la formación de los tipos de hogares y, en segundo lugar, determinar aquéllos que han sido fundamentales en el cambio acaecido en la composición de los tipos de hogares a lo largo del tiempo.

Estas cuestiones se abordan en los capítulos 3, 4 y 5 de esta tesis doctoral; capítulos en los que, concretamente, se estudian los tipos de hogares de las mujeres viudas cuya edad alcanza, al menos, los 65 años.

Así, en el Capítulo 3 se realiza un análisis del cambio en la distribución de los tipos de hogares que tuvo lugar en Estados Unidos entre 1970 y 1990. Para la consecución de tal

objetivo, se consideran los cuatro tipos de hogares que fueron mencionados con anterioridad: vivir sola, vivir con algún hijo, vivir con otro u otros individuos o vivir en una institución.

El primer hecho que se observa se refiere a la proporción de mujeres viudas que vivían solas; proporción que se incrementó de un 52.1%, en 1970, a un 64.2% en 1990. Es destacable que, durante ese período, los demás tipos de hogares permanecieron prácticamente estacionarios, excepto la proporción de mujeres viudas que vivían con un hijo, que se redujo en una magnitud similar al incremento observado en la primera categoría. De esta manera, el cambio en la distribución de los tipos de hogares que tuvo lugar a lo largo de ese período se concentró en las categorías de vivir sola o de vivir con un hijo. Esto hace que el análisis se centre en dichas categorías para responder a cómo las mujeres viudas y sus hijos deciden los tipos de hogares en 1970 y, en base a esa decisión, estudiar el cambio observado en 1990.

Un análisis más pormenorizado de los datos revela dos hechos fundamentales. En primer lugar, la estrecha relación que existe entre los tipos de hogares y la renta, tanto de las mujeres viudas como de sus hijos; relación que, además, no es monótona. Y, en segundo lugar, la renta de las mujeres viudas y la de sus hijos creció durante el período 1970-1990, aunque en una proporción mayor para las madres.

En la literatura se ha desarrollado una cantidad considerable de investigaciones encaminadas a tratar de identificar los factores que están detrás de la formación de los tipos de hogares. Algunos trabajos han sugerido que la renta de los individuos mayores es el principal factor que los determina. Sin embargo, su papel no está claro, como demuestran, por ejemplo, Börsch-Supan et al. (1992) y Schwartz et al. (1984). Muy pocos estudios tratan la decisión de los tipos de hogares como una decisión conjunta entre los padres y los hijos. Entre éstos, Kotlikoff y Morris (1990), para una muestra no representativa, encontraron que la probabilidad de corresidir de padres e hijos está negativamente correlacionada, aunque no de manera significativa, con la renta de los hijos. Hill y Hill (1974), McElroy (1985), y Whittington y Peters (1996) han examinado la decisión de los hijos de abandonar el hogar

de los padres observando que, cuanto mayor es la renta del hijo, menor es la probabilidad de vivir con sus padres y que cuanto mayor es la renta de los padres, mayor es la probabilidad de coresidir. Finalmente, estudios como los de Wolf y Soldo (1988), Ward et al. (1992) y Dunn y Phillips (1998), argumentan que otras características de los hijos, aparte de su renta, también pueden ser importantes a la hora de formar los tipos de hogares.

En lo relativo a las investigaciones que han estudiado el cambio en la distribución de los tipos de hogares a lo largo del tiempo, prácticamente todas ellas -por ejemplo Michael et al. (1980), Costa (1999) y McGarry y Schoeni (2001)- han establecido que el crecimiento de la renta de los individuos mayores es el principal determinante.

La mayoría de los trabajos desarrollados en esta área son empíricos, enmarcados principalmente en la literatura de modelos reducidos basados en regresiones lineales. Estos trabajos han ilustrado de alguna manera el papel que tienen determinadas variables en la formación de los tipos de hogares. Ahora bien, la decisión de los tipos de hogares es una decisión explícita de los miembros de una familia y, como tal, depende de las circunstancias que la rodean. Cuando tales circunstancias se modifican, como es el caso de los cambios en la distribución de las rentas de las madres y de los hijos en esos veinte años, las extrapolaciones mecánicas pueden resultar inapropiadas para reflejar las respuestas de los individuos, especialmente teniendo en cuenta las propiedades particulares de esos cambios: un crecimiento de todas las rentas, aunque mayor para las mujeres viudas, y un incremento en la dispersión de la renta para los hijos, junto a una reducción en la dispersión observada en el caso de las madres.

Para entender adecuadamente los efectos de todos estos cambios es necesario conocer cómo determinan los individuos los tipos de hogares. Para ello, se precisa la construcción de modelos que incorporen las variables relevantes, además de realizar una estimación estructural de los parámetros implicados. Éstos modelos recogen, fundamentalmente, que tanto las madres como los hijos deciden los tipos de hogares y que los elementos principales en

esa decisión son las rentas de ambos, así como otras características de los hijos. La calidad de la estimación de los mismos es el criterio seguido para elegir las especificaciones de las preferencias de los individuos y los otros elementos que explican mejor su comportamiento. Con el mejor modelo estimado para 1970 se predicen los cambios para 1990.

Los modelos formalizados en el Capítulo 4 se basan, únicamente, en las rentas de los individuos, y se demuestra que el mejor de ellos es bastante bueno, no sólo para explicar los comportamientos de los mismos, sino también desde el punto de vista de su capacidad para predecir los cambios en 1990. En concreto, la estimación de la distribución conjunta de tipos de hogares y rentas de 1970 genera un error total del orden de 0.00283 y, asimismo, explica más del 75% del cambio total en la distribución que se produce entre 1970 y 1990. En este capítulo se analiza, también, la descomposición del cambio de la renta de diversas maneras. El ejercicio consiste en la medición, por separado, del efecto que cada uno de los elementos de la renta, ejerce sobre la distribución de los tipos de hogares. Para ello, se realizan tres experimentos: el primero descompone los cambios en la renta por tipos de agentes, el segundo entre cambios absolutos y relativos, y el tercero entre cambios en niveles y cambios en varianzas. De estos ejercicios, se deduce que el crecimiento en la renta de la madre y el cambio en la renta relativa fueron factores muy importantes para explicar el crecimiento de la proporción de madres que viven solas. Sin embargo, los cambios en la desigualdad de la renta de madres e hijos no tuvieron un papel muy significativo.

Finalmente, en el Capítulo 5 se estudian otras características importantes que condicionan la formación de los tipos de hogares. A partir del análisis desarrollado se puede constatar la relevancia que posee el número total de hijos que tiene la madre, la edad de aquéllos y su estado civil, mientras que el sexo de los hijos no parece influir en la formación de los tipos de hogares. En lo que respecta al estado civil, se observan enormes diferencias cuando la muestra se controla por esta variable. Debido a este hecho, en este capítulo se construye un modelo que incorpora el estado civil de los hijos. Dicho modelo se estima para 1970 y se observa que las predicciones obtenidas, si bien explican aceptablemente la distribución de

los tipos de hogares, no resultan tan acertadas como las del capítulo anterior. La existencia de algunas observaciones atípicas sesgan los resultados de la estimación. De hecho, el error total prácticamente se triplica. Los valores de los parámetros son interesantes en la medida en que recogen diferencias significativas entre la submuestra de madres con hijos casados y la de madres con hijos solteros. Para terminar, se valora su poder predictivo para 1990. Se comprueba que es capaz de explicar entre un 50% y un 55% del cambio total que se produce, entre 1970 y 1990, en la distribución de los tipos de hogares. Por tanto, a pesar de tener un poder predictivo menor, es más rico, puesto que incorpora más información que el anterior. Se finaliza con una discusión de los resultados.

Capítulo 2

Determinación del tamaño del sistema de bienestar: El sistema de pensiones y el sistema de sanidad pública

2.1 Introduction

Welfare states are composed of several transfer programs entirely or predominantly targeted to the elderly, such as social security, health care, housing, supplemental security income – among others. In this chapter, we analyze whether this composition of transfer programs within the welfare state may be explained as an equilibrium outcome of a multidimensional dynamic voting game, which takes place among successive generations of voters. In particular, we study whether political complementarities among these programs may arise, which increase the total size of the welfare state. With political complementarity, we characterize a situation in which the existence of a program, namely social security, increases the political constituency in favor of a second program, namely public health care, or viceversa. The

seed of this intuition was in Philipson and Becker (1998), who argued that social security induces the elderly to increase their private investment in health care, because the existence of an annuity – the old age pension – rises the value of longevity.

We identify a new link that goes from (public) health care to social security. Expenditure in public health increases longevity in a non-linear way, as its effect tends to be larger among low-income individuals than among well-off people (see Anand and Ravallion (1993), and Cutler and Richardson (1997, 1998). However, richer individuals tend to live longer, since income has a protective effect on health (see Deaton and Paxson (1998, 2001) and Smith (1999), among others). Thus, for a given distribution of income, the expenditure in public health contributes to decrease the longevity differential between rich and poor individuals. As a result, the retirement period, and thus the total pension benefits, increases more for low-income individuals than for high-income individuals, therefore rising the returns on social security for the low-income workers, as opposed to high-income ones.

The main contribution of this chapter is to show that, for a sensible – yet stylized – representation of the two programs, the political complementarity between social security and public health care may exist, and increase the size of the welfare system. Social security and public health care are sustained as a politico-economic equilibrium outcome of a dynamic majoritarian voting game¹. A voting majority of low-income young and all retirees supports a large welfare state, as in Tabellini (2000) and in Conde-Ruiz and Galasso (1999). Its composition between public health and social security is determined by intermediate (median) income types, who favor a combination of the two programs, since public health increases their longevity enough to make social security more attractive. Notice that, in the case of exogenous longevity – that is, when public health has no effect on the longevity differential – there could be no political complementarity running from public health to social security. Every individual would either choose pure public health or pure social security, and the

¹Recent examples of dynamic majoritarian voting games are in Krusell, Quadrini and Rios-Rull (1997), Conde-Ruiz and Galasso (1999, 2003) and Hassler et al. (2001).

dimension of the welfare state would be lower.

Three crucial elements are embeded in our model. First, we assume that high-income individuals live longer². Second, we consider the redistributive effects of the health care expenditure in its double role of increasing the quality of life and of rising longevity. In particular, the increase in longevity induced by the public health expenditure is assumed to be stronger among low-income individuals than among high-income ones (see Anand and Ravallion (1993), and Cutler and Richardson (1997, 1998)). These aspects are critical to explain why health care is appealing to low-income individuals. Third, we introduce an element of intragenerational redistribution in both programs. In fact, while contributions to the programs are proportional to the labor income, the benefits – i.e., pension transfers and health care services– are assumed to be constant³. Like in Tabellini (2000) and Conde-Ruiz and Galasso (1999), due to this within cohorts redistribution element, both programs may be appealing to low-income young.

We introduce a dynamically efficient overlapping generation economy with storage technology. Individuals differ in their income, and therefore in their longevity. Agents value their old age consumption and total health care, which is provided publicly and privately. Private health care is more efficient in increasing the quality of life, and therefore in providing direct utility. Public health care is less efficient in rising the quality of life, but it increases longevity. This effect on longevity is non linear, and is stronger for low-income agents.

The welfare state collects a proportional income tax on the young, which finances public health care expenditure to the old and social security transfers. Public health care is available

²Evidence of this protective effect of income on health are in Deaton and Paxson (1998, 2001) and Smith (1999), among others.

³For the US social security system, Boskin et al. (1997) and Galasso (2002) show that, within a given cohort, low-income families obtain larger internal rates of return from social security than middle or high-income families; while for the public health care, evidence of within-cohort redistribution in favor of the low-income individuals are in Van Doorslaer et al. (1999) and Lee et al. (1999).

in equal amount to every elderly person at the beginning of her old age, whereas the unfunded social security system pays out a lump sum pension during the entire retirement period, i.e., an annuity.

The size of the welfare state and its composition between the two systems are determined in a two-dimensional majority voting game by all agents alive at every election. These types of voting games display two critical features. First, because of the multidimensionality of the issue space, the existence of a Condorcet winner of the majority voting game is not guaranteed. Second, if an equilibrium exists, in absence of a commitment device over future policies, young voters have no incentive to support any intergenerational transfer scheme. To deal with these characteristics of the game, as Conde-Ruiz and Galasso (1999, 2003), we combine the concept of structure induced equilibrium, see Shepsle (1979) and Persson and Tabellini (2000), with the notion of subgame perfection.

The paper proceeds as follows: Section 2 describes the economic model and the welfare system. Section 3 discusses the voting game, and the equilibrium concept, while section 4 characterizes the politico-economic equilibria. Section 5 analyzes the case of exogenous longevity, and the results are compared to the endogenous longevity case in section 6. Section 7 concludes. All proofs are in the appendix 1 and all figures are in the appendix 2.

2.2 The economic model

We introduce an overlapping generation model with storage technology. Every period, there are two generations of non-altruistic agents, young and old. Population grows at a constant rate $\eta > 0$. Individuals are endowed with a young age income, and retire in their old age.

Agents are assumed to be heterogeneous in their young age income, e , which is distributed on the support $[e, \bar{e}] \subset \mathbb{R}_+$, according to the cumulative distribution function $G(\cdot)$. An

individual born at time t is characterized by an income level, and will therefore be denoted by $e_t \in [\underline{e}, \bar{e}]$. The distribution of abilities is assumed to have mean \tilde{e} , and to be skewed

$$\int_{\underline{e}}^{\bar{e}} e dG(e) = \tilde{e}, \quad G(\tilde{e}) > \frac{1}{2}.$$

Income has a protective effect on longevity: agents with higher income tend to live longer than agents with lower incomes⁴. Every agent lives until the second period. Longevity in the second period, i.e., the fraction of the second period during which an agent is alive, depends on her income, and on the level of public health care expenditure. These assumptions capture the idea that individual longevity depends on the expenditure in public and private health. For tractability reasons, we model all the effects of public health, but consider that private health only has an indirect impact through the income level: rich individuals – who in equilibrium will end up purchasing more private health care – are simply assumed to live longer.

Public health care is assumed to have a positive, non linear effect on the longevity of the agents. For a given level of public health expenditure, low-income individuals enjoy larger gains in longevity than medium-to-high-income agents. In other words, longevity displays decreasing return to health care⁵. Additionally, we choose to abstract from the rise in average longevity, and to concentrate on the change in the longevity differential between low and high-income agents. Unlike Philipson and Becker (1998), in fact, we are mainly interested in the within-cohort redistributive impact of the public health expenditure, because of its interesting spill over effects on the political decision on social security. It is important to

⁴This protective effect of income may be attributed to the easier access that high-income agents have to private health care. Recent studies have criticized this explanation, as well as the casual relation between income and health (see Smith (1999)). However, the existence of a positive relationship between health and income, the “gradient,” is uncontroversial.

⁵This greater effectiveness of public health care among the poor can be due to the higher initial longevity of the high-income individuals, and to the lower private health care consumption of the low-income agents. Evidence that, for a given level of income inequality, public health care has non-linear effects are in Anand and Ravallion (1993) – for cross countries data, and in Cutler and Richardson (1997, 1998) – for data on individual agents in the US.

notice that, in our setting, this assumption will not affect the results, since any gain in average longevity increases the length of retirement; however, for a given income tax rate, this is compensated by a corresponding reduction in the lump sum pension that leaves the overall pension unchanged⁶.

The following longevity function, $\delta(e, H_t)$, captures all these characteristics. It identifies the fraction of the old age that a type- e individual born at time $t - 1$ is alive for:

$$\delta_{e,t} = \delta(e, H_t) = \tilde{\delta}_t \left(1 + E_t \left(\frac{\bar{H} - H_t}{\bar{H}} \right) \right) \quad (2.1)$$

$$\text{with } E_t = \frac{e_{t-1} - \tilde{e}_{t-1}}{\tilde{e}_{t-1}} \quad (2.2)$$

where H_t is the average expenditure in public health care at time t , \bar{H} represents the upper bound on the public health expenditure, $\tilde{\delta}_t \in (0, 1)$ is the longevity of the average type \tilde{e}_{t-1} , and E_t is a measure of the distance of a type e_{t-1} from the mean type \tilde{e}_{t-1} .

Notice that $\tilde{\delta}_t(1 + E_t)$ represents the longevity of a type- e agent in absence of public health care: the income is the only determinant of longevity, and its protective effect is assumed to be linear. In this case, the longevity differential between the poorest, $\tilde{\delta}_{\underline{e}}/\tilde{e}$, and the richest, $\tilde{\delta}_{\bar{e}}/\tilde{e}$, individual is largest. As the public health care expenditure increases, this longevity differential decreases, although the average longevity should rise. Since we disregard the latter effect ($\tilde{\delta}$ is assumed to be constant), the public health expenditure rises the longevity of the individuals whose income is below the mean, but decreases the longevity of the others. This effect is shown in Figure 1 for the mean income type, \tilde{e} , for a poor, $e < \tilde{e}$, and a rich, $e > \tilde{e}$, individual. In the limit, as the maximum amount of disposable resources

⁶To put it differently, it is our modelling choice that abstracts from any consideration related to the impact of the average longevity on the social security decisions. The cost of this choice is to disregard possible elements of intergenerational redistribution. In fact, longer longevity may be expected to increase the demand for social security of the elderly, while its effect on the young workers is ambiguous, since they will enjoy a longer retirement period, but will be required to pay higher contributions to balance the budget. This conflict of interest between young and old individuals is however preserved in our analysis, see section 2.4.1, and therefore this modelling choice will not affect the qualitative results.

is devoted to public health, $H = \overline{H}$, the longevity differential disappears, $\delta_e = \tilde{\delta} \forall e$.

For analytical simplicity, we disregard the demand for private (and public) young age health care. Thus, agents value consumption and health care in old age only⁷, according to a Cobb-Douglas utility function:

$$U(c_{t+1}^t, m_{t+1}^t) = (c_{t+1}^t)^\varepsilon (m_{t+1}^t)^{1-\varepsilon} \quad (2.3)$$

where c is consumption, and m is the health care. Subscripts indicate the calendar time and superscripts indicate the period when the agent was born.

As in Epplé and Romano (1996), agents value public and private health care jointly, as a composite good, m . Health care plays a double role in our model: it provides medical services that improve the quality of life of the individuals, therefore increasing their utility⁸; and it rises longevity, i.e., the quantity of life. Public and private health care do, however, differ. In our setting, while public health care plays both roles, private health care may only improve the living standard of the individuals⁹. However, private health care is assumed to be more efficient than public health in providing the medical services that rise the quality of life of the agents¹⁰. Thus, at time t , the health care services provided to an old agent,

⁷This assumption greatly simplifies the analysis, but entails some costs. First, we do not model the demand for private (and public) young age health care, and simply assume that longevity depends on the income. Second, we abstract from saving decisions, that are known to be relevant for the political sustainability of social security, see Boldrin and Rustichini (2000), Cooley and Soares (1998) and Galasso (1999).

⁸Since Grossman (1972, 1999) seminal contribution, health care has been assumed to provide utility, either directly or by increasing the utility from consumption, as in Epplé and Romano (1996) and Philipson and Becker (1998).

⁹Lichtenberg (2002) finds that public health expenditure has a significant effect on longevity in his 1960-97 sample of US cohorts, while private health does not. We however acknowledge that private health care may increase longevity. This effect is captured by the positive relation that we impose between income and longevity. Notice that, in equilibrium, richer individuals will spend more resources on private health and will live longer.

¹⁰See the empirical evidence in Besley et al (1999), Currie et al. (1995), and Cutler and Gruber (1996).

m_t , is equal to:

$$m_t = b_t + \alpha H_t \quad (2.4)$$

where b_t and H_t are respectively the expenditure in private and public health care received by an old person, and $\alpha \in (0, 1)$ measures the efficiency gap between private and public health care¹¹.

A storage technology allows to transfer one unit of consumption today into $(1 + R)$ units of consumption tomorrow. Additionally, we assume that $R > \eta$, and thus the economy is dynamically efficient. All private transfers of resources take place through this storage technology.

The budget constraint of a type- e agent born at time t is

$$c_{t+1}^t + b_{t+1}^t \leq (1 + R) e_t (1 - \tau_t) + \delta_{e,t+1} P_{t+1} \quad (2.5)$$

where τ_t is the tax rate on income at time t . Young agents are endowed with an initial income, on which they pay a tax. They take no economic decision, and save their net income for future consumption. When old, they are entitled to a (one-time) public health care and receive a lump sum pension for the remaining duration of their life. They use their pension income and their saving to finance their private consumption and their expenditure in private health care.

There exists a fundamental difference between pension transfers and public health care. A pension transfer is a lump sum annuity, which is paid to every agent for the entire duration of her old age. Although the pension is lump sum, and thus unrelated to income, since high-income people enjoy higher longevity, they will receive a pension for a longer period, thus collecting a larger pension income. In every agent's budget constraint, the pension is thus

¹¹Notice that for the agents whose income is below the mean, if $\alpha = 1$, public health dominates private health, since it provides the same level of utility, and additionally it rises their longevity.

multiplied by the agent's longevity.

A public health care program entitles the elderly to a medical service. How can we measure the extent to which individuals that differ in their health status and longevity use this service? High-income individuals enjoy better health conditions, but they live longer, and may need more expensive medical services; whereas low-income individuals have lower longevity, but may require a more intensive usage of the system while they are alive. For all individuals, however, the largest share of the cost of health care is concentrated in the last six months of their life (see Lee et al. (1999)). Thus, we choose to consider public health care as a lump sum expenditure, which occurs only once during the old age.

At time $t + 1$, an elderly person determines her demand for consumption and for private health care by maximizing her utility function, eq. 2.3, with respect to c_{t+1}^t and b_{t+1}^t , subject to the budget constraint at eq. 2.5. We call $W_{e,t+1}^t$ the net wealth of a type- e old agent at time $t + 1$:

$$W_{e,t+1}^t = e_t (1 - \tau_t) (1 + R) + \delta_{e,t+1} P_{t+1} + \alpha H_{t+1} \quad (2.6)$$

The optimal demands for consumption and private health care of a type- e old agent at time $t + 1$ are respectively¹²:

$$\begin{aligned} c_{e,t+1}^{*t} &= \varepsilon W_{e,t+1}^t \\ b_{e,t+1}^{*t} &= (1 - \varepsilon) W_{e,t+1}^t - \alpha H_{t+1} \end{aligned} \quad (2.7)$$

Unsurprisingly, richer individuals are willing to supplement public health with more private health care. Moreover, in line with the findings in Cutler and Gruber (1996), more public health care crowds out private health.

¹²Here, in order to ensure that $b_{e,t+1}^{*t} \geq 0 \forall e$, we assume that even the individual with the lowest income has a non-negative demand for private health, i.e., that $(\underline{e}_t (1 - \tau_t) (1 + R) + \delta_{\underline{e},t+1} P_{t+1}) / H_{t+1} \geq \alpha \varepsilon / (1 - \varepsilon)$.

2.2.1 The welfare state

Our welfare state consists of two instruments, which transfer resources across generations, from young (workers) to old agents (retirees): a public health program and a social security (or pension) system. At every time t , the young contribute a proportion, τ_t , of their income to the system, and every retiree is entitled to a lump sum one-time health care service, H_t , and receives a lump sum pension, P_t , for the remaining part of her old age, $\delta_{e,t}$.

Notice that, although these systems are pay-as-you-go, i.e., current young finance the expenditure of current old, they both entail an element of intragenerational redistribution. In fact, both social security and public health care are financed through a proportional tax, and thus place a higher burden on the medium-to-high-income young, whereas the benefits, i.e., pensions and medical services, are not related to income.

In our setting, since young agents are endowed with a fixed income, an income tax creates no distortion. To introduce a distortionary effect of taxation, and thereby to avoid agents to have too extreme preferences over the welfare state, we assume a quadratic cost of taxation¹³.

The welfare state is assumed to be balanced every period, so that its total expenditure in both programs has to be equal to the amount of collected taxes, T_t . Let λ_t be the share of collected taxes, T_t , dedicated to social security, and $(1 - \lambda_t)$ to public health care. Then, accounting for the quadratic cost of taxation, we have that the total amount of collected taxes is:

$$T_t = \tau_t (1 - \tau_t) \int_{\underline{e}}^{\bar{e}} e dG(e_t) = \tau_t (1 - \tau_t) \tilde{e}_t \quad (2.8)$$

Notice that as the tax rate, τ_t , increases so does its distortionary effect. In particular, the maximum of the Laffer curve is reached for $\tau_t = 1/2$. Finally, the total amount of resources

¹³We choose this approach, rather than the more natural one – to endogenize the labor supply – because it allows us to obtain a close form solution of the voting game.

is divided between pensions:

$$\lambda_t T_t = \frac{\tilde{\delta}_t P_t}{(1 + \eta)}, \quad (2.9)$$

where P_t is the lump sum pension transfer paid to every retiree during her old age period, and public health care:

$$(1 - \lambda_t) T_t = \frac{H_t}{(1 + \eta)}. \quad (2.10)$$

Finally, to simplify the algebra, we assume that the upper bound on the public health expenditure, \overline{H} , is equal to the maximum amount of collectable taxes, i.e., $\tau = 1/2$, entirely spent on health, i.e., $\lambda = 0$, that is: $\overline{H} = (1 + \eta) \tilde{e}_t/4$.

2.2.2 The economic equilibrium

We can now define the economic equilibrium as follows:

Definition 1. *For a given sequence of tax rates, pension shares and real interest rates, $\{\tau_t, \lambda_t, R\}_{t=0}^\infty$, an economic equilibrium is a sequence of allocations, $\{c_{t+1}^t(e_t), b_{t+1}^t(e_t)\}_{e_t \in [\underline{e}, \overline{e}]^{t=0, \dots, \infty}}$, such that:*

- in every period, agents maximize their utility function at eq. 2.3, with respect to $c_{t+1}^t(e_t)$ and $b_{t+1}^t(e_t)$, subject to the budget constraint at eq. 2.5;
- the welfare budget constraints are balanced every period, and thus equations 2.8, 2.9 and 2.10 are satisfied; and
- the goods market clears every period:

$$\begin{aligned} \int_{\underline{e}}^{\overline{e}} b_t^{t-1} dG(e_{t-1}) + \int_{\underline{e}}^{\overline{e}} c_t^{t-1} dG(e_{t-1}) &= (1 - \tau_t)(1 + R) \int_{\underline{e}}^{\overline{e}} e_{t-1} dG(e_{t-1}) \\ &+ (1 + \eta) \tau_t (1 - \tau_t) \int_{\underline{e}}^{\overline{e}} e_{t-1} dG(e_{t-1}) \quad \forall t \end{aligned}$$

The utility level obtained in an economic equilibrium by the agents can be represented by their indirect utility functions. To this purpose, we can use the welfare state budget constraints and express the individual types, e , in terms of differences from the mean type \tilde{e} , to obtain an indirect utility function for a type- E young that depends on current and future tax rates and on the future pension share:

$$v_{t,E}^t(\tau_t, \tau_{t+1}, \lambda_{t+1}, E_t) = \theta \tilde{e} (1+R) \{ (1+E_t)(1-\tau_t) + [\lambda_{t+1}(1+E_t) + \alpha(1-\lambda_{t+1})] \\ * (1+N) \tau_{t+1} (1-\tau_{t+1}) - 4E_t(1+N) \lambda_{t+1} (1-\lambda_{t+1}) \tau_{t+1}^2 (1-\tau_{t+1})^2 \} \quad (2.11)$$

where $\theta = \varepsilon^\varepsilon (1-\varepsilon)^{(1-\varepsilon)}$ and $1+N = (1+\eta)/(1+R)$ represents the average relative performance of an intergenerational transfer scheme with respect to private savings. For a type- E old individual at time t the indirect utility function is:

$$v_{t,E}^{t-1}(\tau_{t-1}, \tau_t, \lambda_t, E_t) = v_{t-1,E}^{t-1}(\tau_{t-1}, \tau_t, \lambda_t, E_{t-1}) \quad \text{for } E_t = E_{t-1}. \quad (2.12)$$

2.3 The voting game

The size and the composition of the welfare state are decided by the agents through a political system of majoritarian voting. Elections take place every period, and all persons alive, young and old, cast a ballot over τ , the income tax, and λ , the share of pension in the welfare state. Individual preferences over the two issues are represented by the indirect utility functions at equations 2.11 and 2.12, respectively for the young and the old. Notice that every agent has zero mass, and thus no individual vote could change the outcome of the election. We thus assume that individuals vote sincerely.

This majoritarian voting game has two important characteristics. First, the issue space is bidimensional, (τ, λ) , and thus a Nash equilibrium may fail to exist, and second, the game is intrinsically dynamic, since it describes the interaction among successive generations of

workers and retirees. To deal with these features, as Conde-Ruiz and Galasso (1999, 2003), we choose to combine the notion of structure induced equilibrium, due to Shepsle (1979), with the idea of subgame perfection. The use of this concept of subgame perfect structure induced equilibrium¹⁴ reduces the game to a dynamic issue-by-issue voting game.

To characterize the equilibria of this voting game, we first analyze the case of full commitment, in which voters determine the constant sequence of the parameters of the welfare state (τ, λ) . In absence of a state variable, this voting game is static, and thus the result in Shepsle (1979) [Theorem 3.1] can be applied to obtain the sufficient conditions for a (structure induced) equilibrium to exist. In particular, if preferences are single-peaked along every dimension of the issue space, a sufficient condition for (τ^*, λ^*) to be an equilibrium of the voting game with full commitment is that τ^* represents the outcome of a majority voting over the jurisdiction τ , when the other dimension is fixed at its level λ^* , and viceversa¹⁵.

Thus, to apply Shepsle (1979)'s theorem to our environment, we need to ensure that individuals' preferences are single peaked along the two dimensions, τ and λ . The following lemma describes a set of sufficient conditions.

Lemma 1. *Individuals' preferences are single-peaked over λ for given τ . Individuals' preferences are single-peaked over τ for given λ , if $E \geq \underline{E} = -(\lambda + \alpha(1 - \lambda)) / \lambda(5 - 4\lambda)$ and $E \leq 1$.*

We therefore restrict the support of ability type of young and old individuals, in order to have that $E = (e - \tilde{e}) / \tilde{e} \in [\underline{E}, 1]$, that is $e \in [\tilde{e}(1 + \underline{E}), 2\tilde{e}]$.

The second step to find a subgame perfect structure induced equilibrium is to show that the (structure induced) equilibrium outcomes of the game with commitment are also

¹⁴See Conde-Ruiz and Galasso (2003) for a detailed discussion.

¹⁵See Persson and Tabellini (2000) for a simple explanation of how to calculate a structure induced equilibrium.

subgame perfect equilibrium outcomes of the voting game without commitment¹⁶. In the game with no commitment, voters may only pin down the current values of τ and λ , although, as it is typically the case in these social security games, they may expect their current voting behavior to affect future voters' decisions (for a survey of political economy models of social security, see Galasso and Profeta (2002)). We will return to this point at the end of the next section.

2.4 Politico-economic equilibria

In this section, individual votes over each dimension of the issue space, τ and λ , are examined issue-by-issue. Initially, we assume that current voters can determine future policies, i.e., there exists commitment. Voters cast a ballot over a constant sequence of τ , for a given constant sequence of λ , and viceversa. For each dimension, τ and λ , votes are then ordered to identify the median vote, which, by Shepsle (1979)'s theorem, represents the structure induced equilibrium outcome of the voting game with commitment. The results are then generalized to the game without commitment.

2.4.1 Voting over the size of the welfare state

Regardless of the composition of the welfare state, the elderly are net recipients from the system. Therefore, they will choose the tax rate that maximizes its size.

Lemma 2. *For any share of pension in the welfare state, λ , the most preferred tax rate by any type-E old individual, τ_E^O , is equal to 1/2.*

Today's young individuals may be willing to vote in favor of the welfare state, and thus

¹⁶A full specification of the voting game without commitment is in the Appendix 1.

to bear the cost of a current transfer, if their vote will also determine its future size, and thus their future benefits. In the game with commitment, a type- E young individual choose her vote, τ_E^Y , by maximizing her indirect utility function at eq. 2.11 with respect to a constant sequence of tax rates, $\tau_t = \tau_{t+1} = \tau_E^Y$. The next lemma characterizes the vote of the young.

Lemma 3. *For a given share of pension, λ , the most preferred tax rate by any type- E young individual is positive, $\tau_E^Y > 0$, if $E < \widehat{E}(\lambda)$, and it is equal to zero, $\tau_E^Y = 0$, if $E \geq \widehat{E}(\lambda)$, where $\widehat{E}(\lambda) = [\alpha(1+N)(1-\lambda)/(1-(1+N)\lambda)] - 1$. Moreover, τ_E^Y is weakly decreasing in E : $\frac{\partial \tau_E^Y}{\partial E} \leq 0$.*

Lemma 3 suggests that the political support to the welfare state relies heavily on its within-cohort redistribution component. While relatively high income young individuals, $E \geq \widehat{E}(\lambda)$, oppose the system, among the low-income young the preferred size of the welfare state is decreasing with the voter's types. Rich young individuals, $E > 0$, pay more taxes than the average, but receive the same public health expenditure and old age unitary pension as everybody else. Although they live longer, and thus enjoy a larger total pension transfer, this extra longevity is not sufficient to compensate for the higher contribution they make in youth. This effect becomes stronger as the public health share of the welfare expenditure increases, since public health reduces the longevity differential among types, and thus the total pension of the wealthy. Also intermediate young types, $\widehat{E}(\lambda) \leq E < 0$, choose not to sustain the welfare state, despite receiving in old age more resources than they contribute in youth. In fact, this intergenerational welfare state constitutes an inefficient technology to transfer resources into the future, and their young age contributions exceed the present value of their benefits. Only low-income young types, $E \leq \widehat{E}(\lambda)$, are net recipients¹⁷ and therefore vote for a positive welfare system, despite experiencing shorter longevity and thus enjoying smaller total pension transfers than richer agents.

¹⁷Notice that the mass of young voters in favor of the system, i.e., $E \leq \widehat{E}(\lambda)$, depends on the relative share of the two welfare programs, λ . While a pure social security system, $\lambda = 1$, would receive no support, as the share of health care increases so does the mass of voters in favor of the system. The reason is that the low-income young greatly enjoy public health, which redistributes resources in their favor, and decreases the longevity differential.

The next lemma constitutes an important step towards our main result. It characterizes the relation between the size of the system chosen by a type $E < \widehat{E}(\lambda)$ young individual and the pension share, λ , and discusses the complementarity between the two welfare systems.

Lemma 4. *The most preferred tax rate by any type- E young individual, with $E < \widehat{E}(\lambda)$, is weakly increasing in λ for $\lambda \leq \lambda'$, and decreasing for $\lambda > \lambda'$, where $\lambda' < 1/2$ and $\lambda' = 1/2 - (1 + E - \alpha)/16E\tau(1 - \tau)$.*

For $\lambda = 1$, the welfare state is a pure social security system. In this case, the longevity of the low-income individuals, and thus their total pension benefits, is too low to induce them to support the system. As part of the expenditure begins to be devoted to health care, $\lambda < 1$, two effects take place. First, every agent experiences an improvement in the quality of her health. Second, the longevity differential decreases, and the total pension benefits of the low-income agents begin to rise. They are now willing to support the welfare state. Indeed, as the share of health care increases, their most preferred size of the welfare state rises too. Notice that even in the exogenous longevity case, in which only the former effect takes place (see the next section), more public health care induces a larger welfare state, because of its positive impact on every agent's health quality. With endogenous longevity, however, the size of the welfare system increases even more, because the existence of public health improves the total pension benefits of the low-income individuals. Finally, as the share of public health becomes too large – λ close to zero – the complementarity between the two programs is reduced: the longevity differential keeps decreasing, but not enough to compensate the reduction in the unitary pension, and hence the agents choose to downsize the welfare state.

It is now straightforward to order every agent's vote over the size of the welfare state, for a given pension share, and to identify the median voter's type. Agents can be ranked according to their age and type, as shown at Figure 2, with elderly and then low-income young choosing larger sizes. The median voter is the type- $E_{m\tau}$ young agent who divides the electorate in halves: $G(E_{m\tau}) = \eta/2(1 + \eta)$. For a given pension share, λ , we identify her

most preferred tax rate as $\tau_{E_{m\tau}}(\lambda)$.

2.4.2 Voting over the composition of the welfare state

When the issue at stake is the pension share, λ , for a given size of the system, τ , votes only differ according to the voters' type, while the voters' age plays no role. This is not surprising. In the game with commitment, today's decision will be in place tomorrow as well. And the composition of the welfare state is only relevant in old age, when the benefits from the two programs are received. Thus, a type- E young and a type- E old share the same voting decision: they determine their vote, λ_E , by maximizing their indirect utility function at eq. 2.11 and eq. 2.12

Lemma 5. *For a given tax rate, τ , the most preferred social security share, λ_E , by a type- E (young or old) individual is the following:*

- (i) $\lambda_E = 1$, if $E > 0$;
- (ii) $\lambda_E = \min \left\{ 1, \frac{1}{2} - \frac{1-\alpha+E}{8E\tau(1-\tau)} \right\}$, if $E \in [-(1-\alpha), 0]$;
- (iii) $\lambda_E = \max \left\{ 0, \frac{1}{2} - \frac{1-\alpha+E}{8E\tau(1-\tau)} \right\}$, if $E < -(1-\alpha)$.

Moreover, λ_E is weakly increasing in E , i.e., $\frac{\partial \lambda_E}{\partial E} \geq 0$. And λ_E is weakly increasing in τ if $E \leq -(1-\alpha)$, and weakly decreasing in τ if $-(1-\alpha) > E > 0$.

Lemma 5 characterizes how the preferred composition of the welfare state depends on the individual type. Rich agents, whose type is above the mean, $E > 0$, vote for a pure social security system, since public health reduces the longevity gap and increases the redistributive element of the system. Intermediate and poor types (cases ii and iii) exploit the

complementarity and hence favor a combination of the two programs, in order to increase their relative longevity and to receive an old age pension¹⁸.

The relation between the composition of the system chosen by a type- E individual, λ_E , and its size, τ , depends on the voter's type. The votes of the high-income types (case i) are unaffected by changes in the size. Poor agents (case iii) will respond to a rise in the size of the system with an increase of the pension share. In fact, a larger unitary pension compensates a lower longevity. Intermediate agents (case ii), on the other hand, will trade off a lower pensions for more public health.

Following the previous lemma, we can order the votes on the composition of the system according to the voters' types, as shown in Figure 3. The median voter is the low-income type- $E_{m\lambda}$, who divides the electorate in halves: $G(E_{m\lambda}) = 1/2$. For a given size of the system, τ , we identify her most preferred composition as $\lambda_{E_{m\lambda}}(\tau)$.

Figures 2 and 3 show a different ordering of votes along the two dimensions of the policy space. In fact, in deciding the size of the system, the age of the voters plays an important role, since the elderly favor the largest system, whereas only individual types matter in the composition. As a result, the median voter over the direction λ has a higher type than the median voter over the dimension τ : $E_{m\lambda} > E_{m\tau}$.

2.4.3 Characterization of equilibria

In the previous sections, we have analyzed the voting behavior of all individuals along the two dimensions of the issue space, i.e., size and composition of the welfare state, under the assumption of commitment. Since preferences are single peaked, we can now apply

¹⁸Notice that for very small dimensions of the welfare state, $\tau \simeq 0$, preferences over its composition are extremely polarized, $\lambda_E = 0$ if $E \leq -(1 - \alpha)$ and $\lambda_E = 1$ if $E > -(1 - \alpha)$, since the welfare state does not have enough resources for the complementarity to kick in.

Shepsle's (1979) result, and characterize the structure induced equilibria of the game with commitment.

Proposition 6. *There exists a structure induced equilibrium, (τ^*, λ^*) , of the voting game with commitment, such that:*

- (A) $(\tau^* = 0, \lambda^* = 1)$ if $E_{m\lambda} \geq -(1 - \alpha)$ and $\forall E_{m\tau}$;
- (B) $(\tau^* = 0, \lambda^* = 0)$ if $E_{m\lambda} < -(1 - \alpha)$ and $E_{m\tau} \geq \hat{E}(\lambda)$;
- (C) $(\tau^* > 0, \lambda^* = 0)$ if $E_{m\lambda} < -(1 - \alpha)$, and $\Omega(E_{m\lambda}) \leq E_{m\tau} < \hat{E}(\lambda)$;
- (D) $(\tau^* > 0, 0 < \lambda^* < \frac{1}{2})$ if $E_{m\lambda} < -(1 - \alpha)$, $E_{m\tau} < \hat{E}(\lambda)$ and $E_{m\tau} < \Omega(E_{m\lambda})$

$$\text{where } \Omega(E_{m\lambda}) = -1 + \alpha(1 + N) \sqrt{-(1 - \alpha)/E_{m\lambda}}$$

If the median voter over λ is sufficiently rich (case A), she will prefer a large share of pension, but then no young individual will be willing to support the system. If, on the other hand, the median voter over λ prefers more health care, the size of the system will depend on the type of the median voter over τ , $E_{m\tau}$. The poorer the median voter, the larger the system will be. Moreover, a sufficiently poor median voter (case D) will exploit the complementarity between health care and social security, and hence will choose a larger system, composed of both programs.

Notice that this proposition does not provide a complete characterization of the structure induced equilibria of the game. In fact, interior equilibria could arise in cases A and C, if the reaction function $\tau^*(\lambda) = \tau_{E_{m\tau}}(\lambda)$, which represents the decision of the median voter over τ , becomes sufficiently steep, and crosses the reaction function of the median voter over λ , $\lambda^*(\tau) = \lambda_{E_{m\lambda}}(\tau)$, as shown in figures 4 and 5. Were these situations to arise, we would have a case of multiple equilibria. Even in this case, however, as we will discuss in section 6, the main message of the research would not be affected.

What happens if we relax the assumption of commitment and consider a game in which voters may only determine the current size and composition of the welfare system? The results in proposition 6 generalize to a game without commitment:

Proposition 7. *Every pair (τ^*, λ^*) , which constitutes a (structure induced) equilibrium of the voting game with commitment, is a (subgame perfect structure induced) equilibrium of the game without commitment.*

Proposition 7 suggests that there exists a system of punishment and rewards, which makes the equilibrium outcome of the game with commitment a *subgame perfect* equilibrium outcome of the game without commitment. The intuition is straightforward. Old agents' voting behavior does not depend on tomorrow's policy and thus on the existence of commitment. Low-income young individual, who were in favor of the welfare state in the case of commitment, will now be willing to enter an "implicit contract" among successive generations of voters to sustain the welfare state. This "implicit contract" specifies that if current young support the existing welfare system, they will be rewarded with a corresponding transfer of resources (pension and health care) in their old age, or they will be punished and receive no transfers.

2.5 Exogenous longevity

In order to analyze the impact of the political complementarity – running from health care to social security through the reduction in the longevity differential – on the size of the welfare system, we now examine the case of exogenous longevity. In this section, longevity is assumed to depend exclusively on the agent's type, and not to be affected by public health expenditure. At time t , a type- E individual enjoys the following longevity:

$$\delta_{e,t}^x = \tilde{\delta}_t (1 + E_t) \quad (2.13)$$

where the subscript x indicates the variables in the exogenous longevity environment.

Agents solve the same economic problem as in section 2, and obtain the optimal demand of consumption and private health care at eq. 2.7. However, the wealth $W_{e,t+1}^t$, previously defined at eq. 2.6, will now depend on the exogenous longevity, $\delta_{e,t}^x$, rather than on $\delta_{e,t}$. Notice that the only difference between the two cases lies in the total pension transfer, which, in the exogenous longevity case, depends exclusively on the agent's type, whereas it is also affected by health care expenditure if longevity is endogenous.

The agents' preferences over the policy space (τ, λ) are again represented by the indirect utility function, which, for a type- E young at time t is equal to:

$$v_{t,E}^{t,x}(\tau_t, \tau_{t+1}, \lambda_{t+1}, E_t) = \theta \tilde{e}(1 + R) \quad (2.14)$$

$$\{(1 + E_t)(1 - \tau_t) + [\lambda_{t+1}(1 + E_t) + \alpha(1 - \lambda_{t+1})](1 + N)\tau_{t+1}(1 - \tau_{t+1})\}$$

and for a type- E old individual is:

$$v_{t,E}^{t-1,x}(\tau_{t-1}, \tau_t, \lambda_t, E_t) = v_{t-1,E}^{t-1,x}(\tau_{t-1}, \tau_t, \lambda_t, E_{t-1}) \quad \text{for } E_{t-1} = E_t. \quad (2.15)$$

We can now turn to the agents' voting behavior. Following the methodology explained in section 3, we first analyze the voting game with commitment, and then generalize the results to the game without commitment.

2.5.1 Voting over τ and λ

For any composition of the welfare state, a type- E old agent will vote $\tau_E^{O,x} = 1/2$, in order to maximize the size of the system, from which, as in the previous case, she is a net recipient. Whether a young individual benefits from the welfare state depends on her type. For a given

pension share λ , a type- E young will choose the tax rate, $\tau_E^{Y,x}$, which maximizes her indirect utility at eq. 2.14.

Lemma 8. *For a given share of pension, λ , the most preferred tax rate by any type- E young individual, $\tau_E^{Y,x}$, is the following:*

$$(i) \tau_E^{Y,x} = \frac{1}{2} - \frac{(1+E)}{2(1+N)[\lambda(1+E-\alpha)+\alpha]} > 0, \text{ if } E < \widehat{E}(\lambda), \text{ and}$$

$$(ii) \tau_E^{Y,x} = 0, \text{ if } E \geq \widehat{E}(\lambda).$$

Moreover, $\tau_E^{Y,x}$ is weakly decreasing in E , $\frac{\partial \tau_E^{Y,x}}{\partial E} \leq 0$, and in λ , $\frac{\partial \tau_E^{Y,x}}{\partial \lambda} \leq 0$.

As in the previous case, relatively rich young agents, $E \geq \widehat{E}(\lambda)$, will oppose the welfare state, $\tau_E^{Y,x} = 0$. Low-income young choose a positive tax rate, which is larger the lower the voter's type. These agents enjoy a lower than average longevity, and thus prefer health care to social security, since health care provides them with a one-time old age benefit, whereas social security pays an annuity. Additionally, health care does not improve their longevity, and thus their most preferred tax rate decreases as the share of pension increases. In the extreme case of a pure social security system, the size would be zero.

The ordering of the votes over τ , and thus the median voter, $E_{m\tau}^x$, is the same as in the endogenous longevity case: $E_{m\tau}^x = E_{m\tau}$ (see Figure 2).

When voting over the composition of the system, λ , the only relevant characteristic of the agent is their type. For a given size, τ , a type- E young and old individual choose the same pension share λ_E^x .

Lemma 9. *For any tax rate, τ , a type- E (young and old) individual prefers a pure health care system, $\lambda_E^x = 0$, if $E < -(1-\alpha)$, and a pure social security system, $\lambda_E^x = 1$, if $E \geq -(1-\alpha)$.*

Since health care does not affect the longevity differential, and thus the relative return on social security, the voting behavior becomes more polarized. Relatively rich individuals live longer, and favor a pure social security system, since the benefits from the total pension transfer, $1 + E$, exceeds the benefits from public health care, α . The opposite is true for poorer individuals, $E \leq -(1 - \alpha)$. Votes over the dimension λ can easily be ordered in two groups, according to the voters' type. Finally, notice that the median voter's type, $E_{m\lambda}^x$, coincides with the median voter in the case of endogenous longevity, $E_{m\lambda}$.

2.5.2 Characterization of equilibria

Applying Shepsle's (1979) result to the voting game with commitment, we can characterize the structure induced equilibria as follows.

Proposition 10. *There exists a structure induced equilibrium, (τ_x^*, λ_x^*) , of the voting game with commitment, such that:*

- (A) $(\tau_x^* = 0, \lambda_x^* = 1)$ if $E_{m\lambda} \geq -(1 - \alpha)$ and $\forall E_{m\tau}$;
- (B) $(\tau_x^* = 0, \lambda_x^* = 0)$ if $E_{m\lambda} < -(1 - \alpha)$ and $E_{m\tau} \geq \widehat{E}(\lambda)$;
- (C) $(\tau_x^* > 0, \lambda_x^* = 0)$ if $E_{m\lambda} < -(1 - \alpha)$ and $E_{m\tau} < \widehat{E}(\lambda)$.

As in the previous section, the existence of a welfare state, $\tau > 0$, requires both median voters to be relatively poor. However, in this case, the welfare state may only consist of a pure health care system. In fact, in absence of the effect of public health on the longevity differential, a pension system is never sustained because of the lack of support by the low-income young. As in the case of endogenous longevity, these structure induced equilibrium outcomes can easily be generalized, in a game without commitment, to subgame perfect structure induced equilibrium outcomes.

2.6 Comparing equilibria

We can now compare the equilibria obtained in the previous sections under the hypothesis of endogenous and exogenous longevity. For a given distribution of income, and therefore of initial health status, we aim at isolating the impact of the political complementarity on the size of the welfare system. In particular, we want to characterize the specific effect on the dimension of the welfare of the reduction in the longevity differential induced by the public health expenditure. The results are summarized in the following proposition.

Proposition 11. *If $(E_{m\tau}, E_{m\lambda}) \notin \Lambda$, the welfare state, i.e., the equilibrium tax rate, is weakly larger in the case of endogenous longevity. In particular:*

- (A) $\tau^* \geq \tau_x^* = 0$ and $\lambda^* \leq \lambda_x^* = 1$, if $E_{m\lambda} \geq -(1 - \alpha)$ and $\forall E_{m\tau}$;
- (B) $\tau^* = \tau_x^* = 0$ and $\lambda^* = \lambda_x^* = 0$, if $E_{m\lambda} < -(1 - \alpha)$ and $E_{m\tau} \geq \hat{E}(\lambda)$;
- (C) $\tau^* \geq \tau_x^* = \frac{1}{2} - \frac{1+E_{m\tau}}{2\alpha(1+N)}$ and $\lambda^* \geq \lambda_x^* = 0$, if $E_{m\lambda} < -(1 - \alpha)$, $E_{m\tau} < \hat{E}(\lambda)$ and $E_{m\tau} \geq \Omega(E_{m\lambda})$;
- (D) $\tau^* > \tau_x^*$ and $\lambda^* > \lambda_x^* = 0$, if $E_{m\lambda} < -(1 - \alpha)$, $E_{m\lambda} < \psi(E_{m\tau})$, $E_{m\tau} < \hat{E}(\lambda)$, and $E_{m\tau} < \Omega(E_{m\lambda})$,

where $\psi(E_{m\tau}) = (1 - \alpha) E_{m\tau} / \left[1 - \alpha - E_{m\tau} \left(1 - \frac{(1+E_{m\tau})^2}{\alpha^2(1+N)^2} \right) \right]$, and

$$\Lambda = \left\{ (E_{m\tau}, E_{m\lambda}) \mid E_{m\tau} < \hat{E}(\lambda), E_{m\tau} < \Omega(E_{m\lambda}) \text{ and } \psi(E_{m\tau}) \leq E_{m\lambda} < -(1 - \alpha) \right\} \subseteq [\underline{E}, 1] \times [\underline{E}, 1]$$

In the first three cases, the equilibrium size of the welfare state is not affected by the assumption on the longevity, except if multiple equilibria arise. In case (A), a relatively rich median voter over λ chooses a pure social security system, which no young individual is willing to sustain. Here, the inequality may arise in the rather unrealistic situation, described in Figure 4, in which the median voter over τ is extremely poor, and the complementarity

between the two programs is strong enough even for large values of λ . In case (B), the median voter over τ is a relatively high-income type, who opposes the welfare state, $\tau = 0$. In case (C), a low-income median voter over λ prefers a pure health care system. The median voter over τ is relatively rich. She does not benefit from the complementarity between the two programs, and hence votes the same tax rate as in the exogenous longevity case. Here, the inequality may again arise if there are multiple equilibria as shown in Figure 5.

Case (D) is the most interesting one. The political complementarity between social security and health care arises, and hence the welfare state is larger with endogenous than with exogenous longevity. Let's see why. The median voter over τ is a low-income type. Due to her low longevity, she tends to favor health care. However, as shown in Lemma 4, when public health expenditure is very large, she benefits from an increase in the pension share, since the loss in longevity is compensated by an increase in pension benefits. In this case, she will respond to a rise in the pension share with a corresponding increase in the size of the system, until a certain threshold, λ' , is reached. After this pension share, the size of the system would be reduced. The median voter over λ is a low type too, and thus prefers a composition of the welfare state more oriented towards public health care. Moreover, since $E_{m\lambda} < -(1 - \alpha)$, by Lemma 5, the median voter responds to an increase in the dimension of the system with a rise in the pension share. The sufficient condition, $E_{m\lambda} < \psi(E_{m\tau})$, guarantees that the median voter over λ has a sufficiently low-income, and hence prefers more health care. As a result, she will not push the composition of the welfare state so far towards social security as to induce the median voter over τ to downsize the system. Therefore, the complementarity between the programs is preserved, and the welfare state is larger under endogenous than under exogenous longevity.

Figure 6 summarizes the restrictions imposed on the ability types of the individuals, and characterizes the equilibria under endogenous and exogenous longevity for different combinations of the median voters' types. Area I represents case (C) in proposition 11: the dimension of the welfare state is typically unaffected by the longevity type. Area II

corresponds to case (*D*): the median voter over λ has a sufficiently low type to keep the composition of the welfare state towards more public health, and thus to guarantee the existence of political complementarity. In area III, on the other hand, the comparison between endogenous and exogenous longevity is ambiguous, since the median voter over λ is relatively rich, and may push the welfare state towards too much social security, thereby inducing its size to be reduced, by the median voter over τ , even below the level of exogenous longevity.

2.7 Concluding remarks

Public opinion and policymakers have become increasingly concerned with the rise in public health and social security expenditure. Since both programs generate a flow of resources from the workers to the retirees, the major suspect in explaining this increasing trend is the aging process. However, demographic dynamics may only be held partially responsible for this rise in health care and social security expenditure. The number of recipients from these programs, the elderly, has certainly increased, but so have done the per capita resources that they have received, particularly in health care.

We suggest that some political features of these two programs may be responsible for a multiplicative effect, which enlarges the impact of the aging process. Health care and social security are political complements in that the existence of health care increases the political support in favor of social security, and viceversa. Philipson and Becker (1998) emphasize the link from social security to public health. The existence of an annuity, the old age pension, increases the value of longevity and, hence, the demand for public health.

We focus on the opposite direction, from public health to social security. We argue that public health reduces the longevity differential between low and high-income agents, and

hence allows low-income individuals to enjoy larger retirement periods, relatively to high-income agents. This insight carries a testable implication. As the expenditure in health care increases, the return from social security for low-income agents should rise, relatively to high-income ones. Caldwell et al. (1999) provide supporting evidence in this direction. They show that, although the average return has been decreasing over time, the differential in return between low and high-income individuals has been widening.

This effect fosters the with-in cohort redistributive component of social security, and increases the political support to this program among the low-income individuals. In a two-dimensional voting model, in which voters determine the size and the composition of the welfare state, we show that this political complementarity may lead to the adoption of a large welfare system, in which the public health component is large, relatively to social security.

2.8 Appendix 1

Proof of Lemma 1:

Consider first the dimension λ for a given τ . For a type- E agent, the second derivative w.r.t. λ of her indirect utility function, eq. 2.11, is $8\tilde{e}E\tau^2(1-\tau)^2$. Since $\tilde{e} > 0$, her indirect utility function is quasi concave and preferences are clearly single peaked if $E \leq 0$. For $E > 0$, the indirect utility function is convex. However, since the first derivative w.r.t. λ evaluated in $\lambda = 0$ is positive, these agents simply prefer higher λ to lower λ , and preferences are still single peaked, with a maximum in $\lambda = 1$.

Consider now the dimension τ for a given λ . For a type- E *old* agent, the second derivative w.r.t. τ of her indirect utility function, eq. 2.12, is

$$SOC_E^O(\tau) = 2 \left\{ -\lambda(1+E) - \alpha(1-\lambda) - 4E\lambda(1-\lambda)(1-6\tau+6\tau^2) \right\}.$$

Notice that $1-6\tau+6\tau^2 \geq 0$ for $\tau \leq \tau_1 = \frac{1}{2} - \frac{1}{6}\sqrt{3}$ and $\tau \geq \tau_2 = \frac{1}{2} + \frac{1}{6}\sqrt{3}$. Thus, it is easy to see that for $E \geq 0$ and $\tau \leq \tau_1$ or $\tau \geq \tau_2$, and for $E \leq 0$ and $\tau_1 \leq \tau \leq \tau_2$, then $SOC_E^O(\tau) \leq 0$. For $E > 0$ and $\tau_1 \leq \tau \leq \tau_2$, the last term in the $SOC_E^O(\tau)$ is positive. This term reaches its maximum for $\tau = 1/2$, thus if $SOC_E^O(\tau = 1/2) < 0 \rightarrow SOC_E^O(\tau) < 0 \forall \tau$. It is straightforward to see that $SOC_E^O(\tau = 1/2) < 0$ if $E \leq \frac{\lambda+\alpha(1-\lambda)}{\lambda(1-2\lambda)} > 1$. Finally, the last term in the $SOC_E^O(\tau)$ is also positive for $E < 0$ and $\tau \leq \tau_1$ or $\tau \geq \tau_2$, and is largest for $\tau = 0$ or $\tau = 1$. Thus if $SOC_E^O(\tau = 0) < 0 \rightarrow SOC_E^O(\tau) < 0 \forall \tau$. It is easy to see that $SOC_E^O(\tau = 0) < 0$ if $E > \underline{E} = -\frac{\lambda+\alpha(1-\lambda)}{\lambda(5-4\lambda)}$.

For a type- E *young* agent, the second derivative w.r.t. λ of her indirect utility function is the same as for a type- E *old* agent, except for a multiplicative constant, $1+N$, and thus the same restrictions apply, which proves the lemma.

Voting Game without Commitment

We consider that voters may only determine current size and composition of the welfare state, although they may expect their vote to condition future voters' decisions. The voting game with no commitment is defined as follows.

The sequence of tax rates and pension shares until $t - 1$ constitutes the public history of the game at time t , $h_t = \{(\tau_0, \lambda_0), \dots, (\tau_{t-1}, \lambda_{t-1})\} \in X_t$, where X_t is the set of all possible history at time t .

An action for a type E young individual at time t is a pair of tax rates and pension shares, $a_{t,E}^Y = (\tau, \lambda) \in \Upsilon$, where $\Upsilon = \{(\tau, \lambda) : \tau \in [0, 1], \lambda \in [0, 1]\}$. Analogously, an action for a type E old individual at time t is $a_{t,E}^O = (\tau, \lambda) \in \Upsilon$. We call a_t the action profile of all individuals (young and old) at time t : $a_t = (a_t^Y \cup a_t^O)$ where $a_t^Y = \bigcup_{E \in [\underline{E}, 1]} a_{t,E}^Y$ and $a_t^O = \bigcup_{E \in [\underline{E}, 1]} a_{t,E}^O$.

For a type E young individual a strategy at time t is a mapping from the history of the game into the action space: $s_{t,E}^Y : h_t \rightarrow \Upsilon$, and analogously for a type E old individual at time t : $s_{t,E}^O : h_t \rightarrow \Upsilon$. The strategy profile played by all individuals at time t is denoted by $s_t = (s_t^Y \cup s_t^O)$ where $s_t^Y = \bigcup_{E \in [\underline{E}, 1]} s_{t,E}^Y$ and $s_t^O = \bigcup_{E \in [\underline{E}, 1]} s_{t,E}^O$.

At time t , for a given action profile, a_t , the pair (τ_t^m, λ_t^m) represents the medians of the distributions of tax rates. We take (τ_t^m, λ_t^m) to be the outcome function of the voting game at time t . This outcome function corresponds to the structure induced equilibrium outcome of the voting game with commitment, according to Shepsle's (1979) results. The history of the game is updated according to the outcome function; at time $t + 1$: $h_{t+1} = \{(\tau_0, \lambda_0), \dots, (\tau_{t-1}, \lambda_{t-1}), (\tau_t^m, \lambda_t^m)\} \in X_{t+1}$.

For every agent, the payoff function corresponds to her indirect utility. Formally, for a given sequence of action profiles, $(a_0, \dots, a_t, a_{t+1}, \dots)$, and of corresponding realizations,

$((\tau_0, \lambda_0), \dots, (\tau_t, \lambda_t), (\tau_{t+1}, \lambda_{t+1}), \dots)$, the payoff function for a type E young individual at time t is $v_{t,E}^t(\tau_t, \tau_{t+1}, \lambda_{t+1}, E_t)$, as defined in eq. 2.11, and for a type E old agent is $v_{t,E}^{t-1}(\tau_{t-1}, \tau_t, \lambda_t, E_t)$, according to eq. 2.12.

Let $s_{t|E'}^Y = s_t^Y / s_{t,E'}^Y$ be the strategy profile at time t for all young individuals except for type E' , and let $s_{t|E'}^O = s_t^O / s_{t,E'}^O$ be the strategy profile at time t for all old individuals except for the type E' . Then, at time t , a type E' young individual maximizes

$$V_{t,E'}^t(s_o, \dots, (s_{t|E'}^Y, s_{t,E'}^Y), s_t^O, s_{t+1}, \dots) = v_{t,E}^t(\tau_t^m, \tau_{t+1}^m, \lambda_{t+1}^m, E'_t)$$

and a type E' old individual maximizes

$$V_{t,E'}^{t-1}(s_o, \dots, (s_{t|E'}^O, s_{t,E'}^O), s_t^Y, s_{t+1}, \dots) = v_{t,E}^{t-1}(\tau_t^m, \lambda_t^m, E'_t)$$

where, according to our previous definition of the outcome function, (τ_t^m, λ_t^m) and $(\tau_{t+1}^m, \lambda_{t+1}^m)$ are, respectively, the medians among the actions over the size and composition of the welfare state played at time t and $t + 1$.

As previously argued, to deal with the two-dimensionality of the issue space, and to allow for intergenerational implicit contracts to arise, our equilibrium concept combines subgame perfection with the notion of structure induced equilibrium. We can now define a subgame perfect structure induced equilibrium of the voting game as follows:

Definition 2 (SPSIE). *A voting strategy profile $s = \{(s_t^Y \cup s_t^O)\}_{t=0}^\infty$ is a Subgame Perfect Structure Induced Equilibrium (SPSIE) if the following conditions are satisfied:*

- s is a subgame perfect equilibrium,
- at every time t , the equilibrium outcome associated with s is a Structure Induced Equilibrium of the static game with commitment.

Proof of Lemma 2:

Trivial. For $E \in [\underline{E}, 1]$, the indirect utility function at eq. 2.12 is concave w.r.t. τ , and is maximized at $\tau = 1/2$.

Proof of Lemma 3:

Notice that the first order condition w.r.t. τ in the optimization problem of a type- E young voter is equal to the first order condition of a type- E old voter decreased by $1 + E$, i.e., $FOC_E^Y(\tau) = FOC_E^O(\tau) - (1 + E)$. By Lemma 1, since $E \in [\underline{E}, 1]$, the indirect utility function is concave over τ , and thus a sufficient condition for a type- E young voter to maximize her indirect utility function in an interior, i.e., for $\tau > 0$, is that the first order condition, evaluated at $\tau = 0$, is strictly positive, $FOC_E^Y(\tau = 0) > 0$. It is easy to see that if $E < \widehat{E}(\lambda) = \frac{\alpha(1+N)(1-\lambda)}{1-(1+N)\lambda} - 1$, then $FOC_E^Y(\tau = 0) > 0$.

Finally, to prove that $\frac{\partial \tau_E^Y}{\partial E} \leq 0$, notice that for $E > \widehat{E}(\lambda)$ then $\tau_E^Y = 0$, and $\frac{\partial \tau_E^Y}{\partial E} = 0$. To examine the other case, $E \leq \widehat{E}(\lambda)$, we differentiate the $FOC_E^Y(\tau)$ w.r.t. τ_E^Y and E , and evaluate it at $\tau = \tau_E^Y$. We obtain that $\frac{\partial \tau_E^Y}{\partial E} = -\frac{\frac{\partial FOC_E^Y}{\partial E}}{SOC_E^Y} \Big|_{\tau_E^Y} < 0$, since $SOC_E^Y(\tau_E^Y) < 0$, and it is easy to see that $\frac{\partial FOC_E^Y}{\partial E} \Big|_{\tau_E^Y} < 0$.

Proof of Lemma 4:

For $E < \widehat{E}(\lambda)$, by total differentiating the $FOC_E^Y(\tau)$ at $\tau = \tau_E^Y$, we have that $\frac{\partial \tau_E^Y}{\partial \lambda} = -\frac{\frac{\partial FOC_E^Y}{\partial \lambda}}{SOC_E^Y} \Big|_{\tau_E^Y} < 0$. Since $SOC_E^Y(\tau_E^Y) < 0$, then $\text{sign}\left(\frac{\partial \tau_E^Y}{\partial \lambda}\right) = \text{sign}\left(\frac{\partial FOC_E^Y}{\partial \lambda} \Big|_{\tau_E^Y}\right)$, where $\frac{\partial FOC_E^Y}{\partial \lambda} \Big|_{\tau_E^Y} = (1 + E - \alpha) - 8E(1 - 2\lambda)\tau_E^y(1 - \tau_E^y) = 0$ for $\lambda' = \frac{1}{2} - \frac{(1+E-\alpha)}{16E\tau_E^y(1-\tau_E^y)}$. Thus, $\frac{\partial \tau_E^Y}{\partial \lambda} > 0$ if $\lambda < \lambda'$, and $\frac{\partial \tau_E^Y}{\partial \lambda} \leq 0$ if $\lambda \geq \lambda'$. Notice that $E < \widehat{E}(\lambda)$ implies that $E < -(1 - \alpha)$, and thus $\lambda' < 1/2$.

Proof of Lemma 5:

Case (i) follows from lemma 1: recall that for $E > 0$, $FOC_E(\lambda = 0) > 0$ and $SOC_E(\lambda) > 0$. Notice that, for $E \in \left(-\frac{1-\alpha}{1-4\tau(1-\tau)}, 0\right)$ then $FOC_E(\lambda = 0) > 0$, $SOC_E(\lambda) < 0$, and $FOC_E(\lambda_E) = 0$ for $\lambda_E = \frac{1}{2} - \frac{1-\alpha+E}{8E\tau(1-\tau)}$. However, for $E \in (-(1-\alpha), 0)$, case (ii), λ_E could be greater than one, and thus we need to impose that $\lambda_E = \min\left\{\frac{1}{2} - \frac{1-\alpha+E}{8E\tau(1-\tau)}, 1\right\}$. For $E \in \left(-\frac{1-\alpha}{1-4\tau(1-\tau)}, -(1-\alpha)\right)$, λ_E could be lower than zero, and thus we need to impose that $\lambda_E = \max\left\{0, \frac{1}{2} - \frac{1-\alpha+E}{8E\tau(1-\tau)}\right\}$. Finally, for $E \leq -\frac{1-\alpha}{1-4\tau(1-\tau)}$, $FOC_E(\lambda = 0) \leq 0$ and $SOC_E(\lambda) < 0$, thus $\lambda_E = 0$, which proves case (iii).

Moreover, it is straightforward to see that $\frac{\partial \lambda_E}{\partial E} > 0$ for $\lambda_E \in (0, 1)$

and $\frac{\partial \lambda_E}{\partial E} = 0$ for $\lambda_E = \{0, 1\}$. Finally, $\frac{\partial \lambda_E}{\partial \tau} = \frac{(1-\alpha+E)(1-2\tau)}{8E\tau^2(1-\tau)^2}$, which is non-negative for $E \leq -(1-\alpha)$, and negative for $0 > E > -(1-\alpha)$.

Proof of Proposition 6:

By Shepsle's (1979) Theorem 3.1, a structured induced equilibrium is a pair (τ^*, λ^*) , in which τ^* is the median vote over the dimension τ , when the other dimension is fixed at the level λ^* , and λ^* is the median vote over the dimension λ , when the other dimension is fixed at the level τ^* . We have previously identified the median voters, respectively over the dimension τ and λ , with a type- $E_{m\tau}$ young and a type- $E_{m\lambda}$ (young or old) individual. Since the ordering of the votes over one dimension, e.g., τ , is not affected by the value of the other dimension, e.g., λ , the median vote over τ and λ always coincides with the votes of a type- $E_{m\tau}$ young and a type- $E_{m\lambda}$ (young or old) individual. We can now analyze the different cases.

Case (A) is trivial. If $E_{m\lambda} \geq -(1-\alpha)$, then $\lambda^* = 1$, and for $\lambda = 1$, $\tau^* = 0 \forall E_{m\tau}$.

Case (B) is trivial too. If $E_{m\tau} \geq \hat{E}(\lambda)$, then $\tau^* = 0$, and for $\tau^* = 0$, if $E_{m\lambda} < -(1-\alpha)$, then $\lambda^* = 0$.

Case (C): If $E_{m\lambda} < -(1 - \alpha)$, the median voter will vote according to Lemma 5, case (iii) and thus $\lambda_{E_{m\lambda}}(\tau) = \max \left\{ 0, \frac{1}{2} - \frac{1 - \alpha + E_{m\lambda}}{8E_{m\lambda}\tau(1 - \tau)} \right\}$. If $E_{m\tau} < \widehat{E}(\lambda)$, then $\tau_{E_{m\tau}}(\lambda) > 0$. Notice that for $\lambda = 0$, $\tau_{E_{m\tau}}(0) = \frac{1}{2} - \frac{1 + E_{m\tau}}{2\alpha(1 + N)}$. In order to have a structure induced equilibrium at $(\tau^* = \tau_{E_{m\tau}}(0) > 0, \lambda^* = 0)$, we thus need to have that $\lambda_{E_{m\lambda}} = 0$ for $\tau_{E_{m\tau}} = \frac{1}{2} - \frac{1 + E_{m\tau}}{2\alpha(1 + N)}$. By substituting this value of $\tau_{E_{m\tau}}$ in $\lambda_{E_{m\lambda}}(\tau)$ at Lemma 5, case (iii), it easy to see that $\lambda_{E_{m\lambda}} = 0$, if $E_{m\tau} \geq \Omega(E_{m\lambda}) = -1 + \alpha(1 + N) \sqrt{-(1 - \alpha)/E_{m\lambda}}$.

Case (D): If $E_{m\lambda} < -(1 - \alpha)$ and $E_{m\tau} < \widehat{E}(\lambda)$, as in case C, but $E_{m\tau} < \Omega(E_{m\lambda})$, there is no equilibrium at $\lambda^* = 0$, since $\tau_{E_{m\tau}}(\lambda = 0)$ is greater than the maximum τ such that $\lambda_{E_{m\lambda}}(\tau) = 0$. In other words, at $\lambda = 0$, the reaction function $\tau_{E_{m\tau}}(\lambda)$, which represents the decision of the median voter $E_{m\tau}$ over τ , is above the reaction function $\lambda_{E_{m\lambda}}(\tau)$, which represents the decision of the median voter $E_{m\lambda}$ over λ . Notice that $\tau_{E_{m\tau}}(\lambda)$ is continuous and bounded above by $1/2$, whereas, by lemma 5, $\lambda_{E_{m\lambda}}(\tau)$ is continuous and increasing in $\tau (> 0)$ for $E_{m\lambda} < -(1 - \alpha)$. Therefore, the two reaction functions will cross in a point $(\tau^* > 0, 0 < \lambda^* < 1/2)$, which constitutes a Structure Induced Equilibrium since $\tau_{E_{m\tau}}(\lambda^*) = \tau^*$ and $\lambda_{E_{m\lambda}}(\tau^*) = \lambda^*$.

Proof of Proposition 7:

Suppose (τ^*, λ^*) is a structure induced equilibrium outcome of the voting game with commitment. Let us define the following realization of the public history of the game:

$$X_t^0 = \{h_t \in X_t \mid \tau_k = 0, k = 0, \dots, t - 1\}$$

and

$$X_t^\tau = \{h_t \in X_t \mid \exists t_0 \in \{0, 1, \dots, t - 1\} : \tau_t = 0 \ \forall t < t_0 \text{ and } \tau_t = \tau^* \ \forall t \geq t_0\}$$

notice that $X_t^0 \cap X_t^\tau = \emptyset$.

Consider the following strategy $s = (s_{t,E}^Y, s_{t,E}^O)$, for a type E young:

i) if $E \leq E_{m\tau}$

$$s_{t,E}^Y = \begin{cases} (\tau^*, \lambda_{t,E}(\tau^*)) & \text{if } h_t \in X_t^0 \cup X_t^\tau \\ (0, \lambda_{t,E}(0)) & \text{if } h_t \in X_t / \{X_t^0 \cup X_t^\tau\} \end{cases}$$

ii) if $E > E_{m\tau}$

$$s_{t,E}^Y = \begin{cases} (\tau_{t,E}^Y(\lambda^*), \lambda_{t,E}(\tau^*)) & \text{if } h_t \in X_t^0 \cup X_t^\tau \\ (0, \lambda_{t,E}(0)) & \text{if } h_t \in X_t / \{X_t^0 \cup X_t^\tau\} \end{cases}$$

and for a type- E old individual

$$s_{t,E}^O = (1/2, \lambda_{t,E}(\tau^*)) \text{ if } h_t \in X_t$$

where $\tau_{t,E}^Y(\lambda^*)$ is defined in Lemma 3, and $\lambda_{t,E}(\tau^*)$ in Lemma 5.

Since by definition of SIE, $\tau^* = \tau_{t,E_{m\tau}}(\lambda^*)$ and $\lambda^* = \lambda_{t,E_{m\lambda}}(\tau^*)$, it is easy to see that:

$$\begin{aligned} \tau_{t,E}^Y(\lambda^*) &\geq \tau^* \quad \forall E \leq E_{m\tau}, \\ \lambda_{t,E}(\tau^*) &\leq \lambda^* \quad \forall E \leq E_{m\lambda} \end{aligned}$$

Recall that the outcome function of the voting game at time t is the median in every dimension of the distribution of actions, (τ_t^m, λ_t^m) , then it is straightforward to see that the previous strategy profile $(s_{t,E}^Y, s_{t,E}^O)$ constitute a subgame perfect equilibrium of the voting game with no commitment, with equilibrium outcome (τ^*, λ^*) .

Proof of Lemma 8:

First notice that young agents' preferences over τ are single peaked, since the indirect utility function at eq. 2.14 is concave in τ . This function has a maximum at $\tau = \frac{1}{2} - \frac{(1+E)}{2(1+N)[\lambda(1+E-\alpha)+\alpha]}$, which is positive if $E < \widehat{E}(\lambda)$. $\tau_E^{Y,x}$ is weakly decreasing in E since $\frac{\partial \tau_E^{Y,x}}{\partial E} = 0$ for $E \geq \widehat{E}(\lambda)$ and $\frac{\partial \tau_E^{Y,x}}{\partial E} = -\frac{\alpha(1-\lambda)}{2(1+N)[\lambda(1+E-\alpha)+\alpha]^2} < 0$ for $E < \widehat{E}(\lambda)$. $\tau_E^{Y,x}$ is

weakly decreasing in λ since $\frac{\partial \tau_E^{Y,x}}{\partial \lambda} = 0$ for $E \geq \widehat{E}(\lambda)$ and $\frac{\partial \tau_E^{Y,x}}{\partial \lambda} = \frac{(1+E)(1+E-\alpha)}{2(1+N)[\lambda(1+E-\alpha)+\alpha]^2} < 0$ for $E < \widehat{E}(\lambda)$, since $E < \widehat{E}(\lambda)$ implies $E < -(1-\alpha)$.

Proof of Lemma 9:

Trivial. From the indirect utility functions at eq. 2.14 and 2.15, we have that $FOC_E(\lambda) = \theta \tilde{e}(1+R)(1-\alpha+E)$, and $SOC_E(\lambda) = 0$. Thus, $\lambda_E^x = 0$ if $E < -(1-\alpha)$, and $\lambda_E^x = 1$ if $E \geq -(1-\alpha)$. Notice that if $E = -(1-\alpha)$, the agent is indifferent between $\lambda_E^x = 0$ and $\lambda_E^x = 1$. We break the indifference in favor of $\lambda_E^x = 1$.

Proof of Proposition 10:

As in Proposition 6, we apply Shepsle's (1979) Theorem 3.1. All cases are trivial. Case (A): if $E_{m\lambda} \geq -(1-\alpha)$, then $\forall \tau \lambda_x^* = 1$, and for $\lambda = 1$, $\tau_x^* = 0 \forall E_{m\tau}$. Case (B) and (C): if $E_{m\lambda} < -(1-\alpha)$, then $\forall \tau \lambda_x^* = 0$. For $\lambda_x^* = 0$, if $E_{m\tau} \geq \widehat{E}(\lambda)$, then $\tau_x^* = 0$ (case B), whereas if $E_{m\tau} < \widehat{E}(\lambda)$, then $\tau_x^* > 0$ (case C).

Proof of Proposition 11:

Recall that in the two cases of endogenous and exogenous longevity the two median voters coincides, i.e., $E_{m\tau} = E_{m\tau}^x$, and $E_{m\lambda} = E_{m\lambda}^x$. Therefore, by Proposition 6 and 10, we immediately obtain case B, and cases A and C, with the equality signs holding, i.e., in case A ($\tau^* = \tau_x^* = 0$, $\lambda^* = \lambda_x^* = 1$), and in case C ($\tau^* = \tau_x^* > 0$, $\lambda^* = \lambda_x^* = 0$). However, in the discussion of Proposition 6, we acknowledged that interior equilibria may arise in cases A and C. Were these equilibria to exist, they would be on the downward sloping part of the reaction function $\lambda_{E_{m\lambda}}(\tau)$, in case A, and on the upward sloping part of $\lambda_{E_{m\lambda}}(\tau)$, in case C. Thus, for these interior equilibria, we would have ($\tau^* > \tau_x^* = 0$, $\lambda^* < \lambda_x^* = 1$) in case A, and ($\tau^* > \tau_x^* > 0$, $\lambda^* > \lambda_x^* = 0$) in case C.

Case (D) is more interesting. By Proposition 6 and 10, we know that if $E_{m\lambda} < -(1 - \alpha)$, $E_{m\tau} < \widehat{E}(\lambda)$ and $E_{m\tau} < \Omega(E_{m\lambda})$, then $(\tau^* > 0, \lambda^* > 0)$ and $(\tau_x^* > 0, \lambda_x^* = 0)$. Notice that $\tau_{E_{m\tau}}(\lambda = 0) = \tau_x^*$. We will establish a sufficient condition for the two reaction functions $\lambda_{E_{m\lambda}}(\tau)$ and $\tau_{E_{m\tau}}(\lambda)$ to cross at a point $(\tau^* > 0, \lambda^* > 0)$, which lies above the horizontal line $\tau = \tau_x^* = \tau_{E_{m\tau}}(\lambda = 0)$. Let $\widetilde{\lambda}$ be the value of the reaction function of the median voter $E_{m\lambda}$ at τ_x^* :

$$\widetilde{\lambda} = \lambda_{E_{m\lambda}}(\tau_x^*) = \frac{1}{2} - \frac{1 + E_{m\lambda} - \alpha}{2E_{m\lambda}[4\tau_x^*(1 - \tau_x^*)]}.$$

Let $\widehat{\lambda}$ be the positive value of λ such that the reaction function of the median voter $E_{m\tau}$ is equal to τ_x^* :

$$\widehat{\lambda} = \{\lambda > 0 \mid \tau_{E_{m\tau}}(\lambda) = \tau_x^*\} = 1 - \frac{1 + E_{m\tau} - \alpha}{2E_{m\tau}[4\tau_x^*(1 - \tau_x^*)]}.$$

Notice that by Lemma 4, $\tau_{E_{m\tau}}(\lambda)$ is increasing first and then decreasing, whereas, by Lemma 5, $\lambda_{E_{m\lambda}}(\tau)$ is increasing for $\lambda > 0$. Then, a sufficient condition for $\tau^* > \tau_x^*$ is that the reaction function $\lambda_{E_{m\lambda}}(\tau)$ crosses the horizontal line $\tau = \tau_x^*$ to the left of the reaction function $\tau_{E_{m\tau}}(\lambda)$, that is $\widehat{\lambda} > \widetilde{\lambda}$, which, after simple algebra, can be stated as

$$E_{m\lambda} < \psi(E_{m\tau}) = \frac{(1-\alpha)E_{m\tau}}{1-\alpha-E_{m\tau}\left(1-\frac{(1+E_{m\tau})^2}{\alpha^2(1+N)^2}\right)}.$$

2.9 Appendix 2

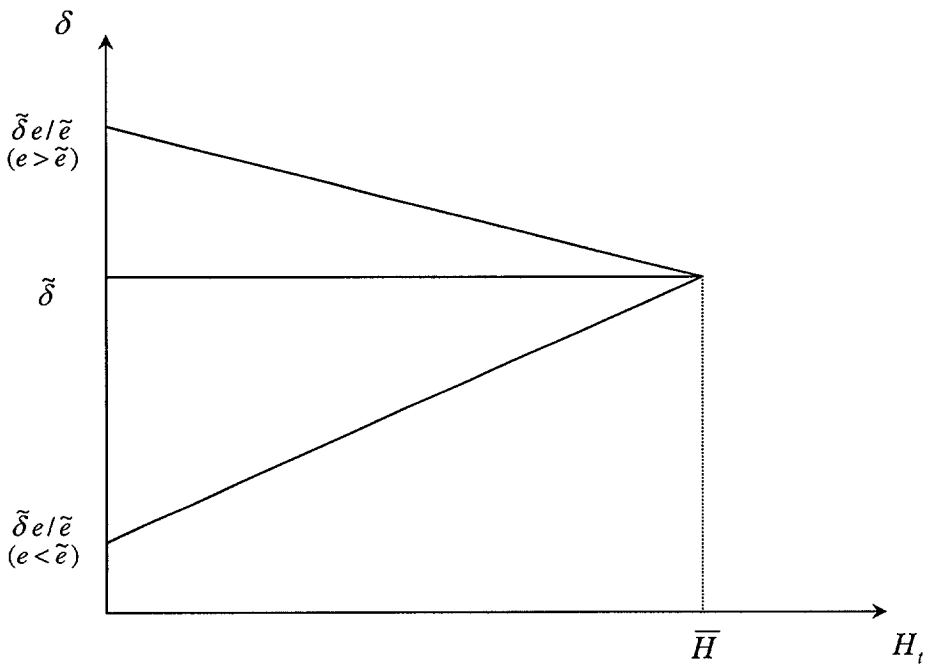


Figura 2.1: Longevity Function $\delta (e, H_t)$

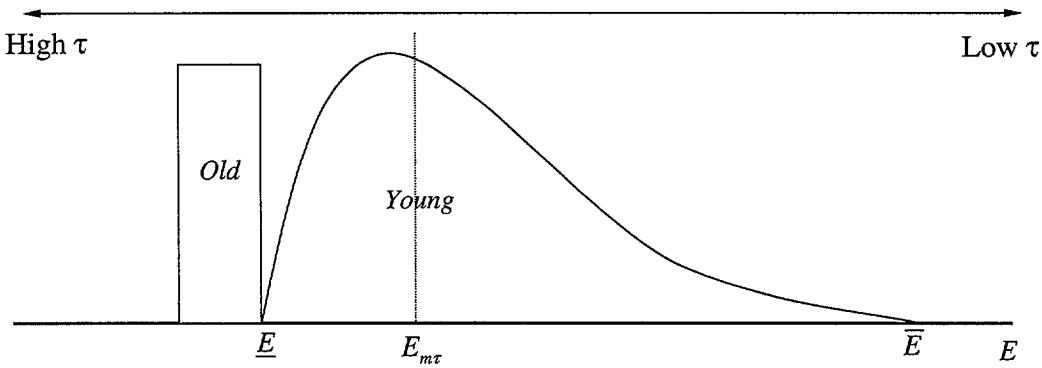


Figura 2.2: Voting over τ

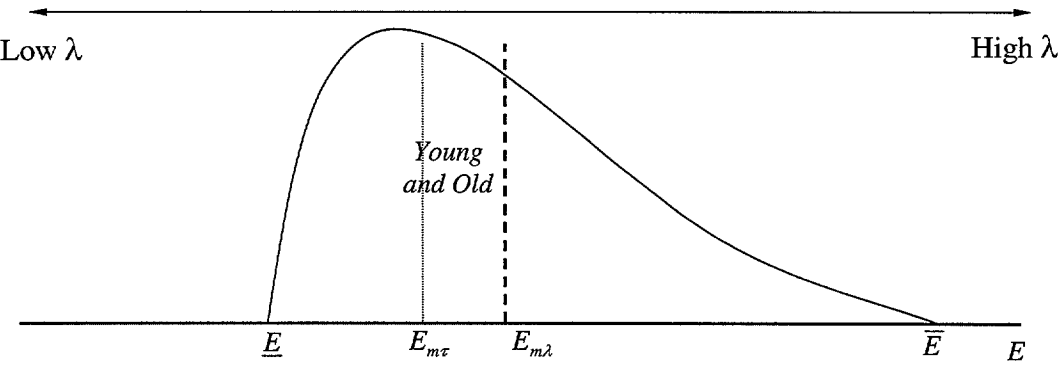


Figura 2.3: Voting over λ

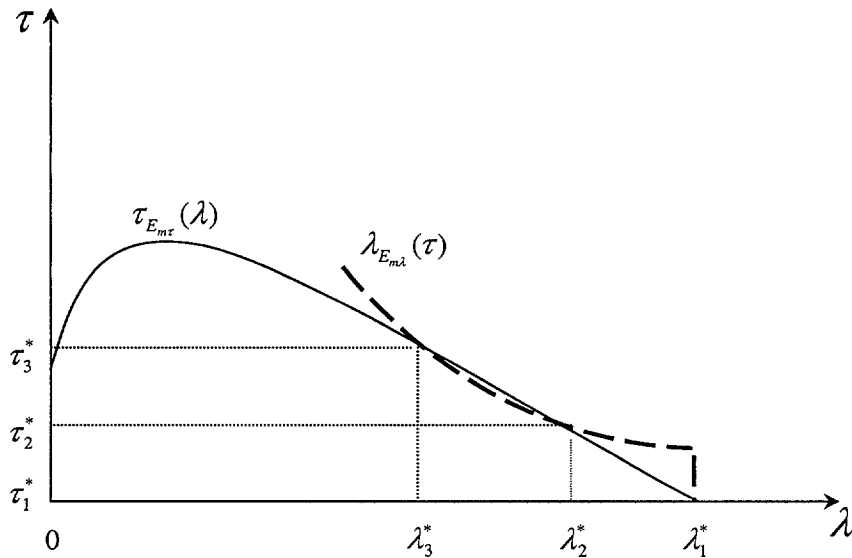


Figura 2.4: Case (A)

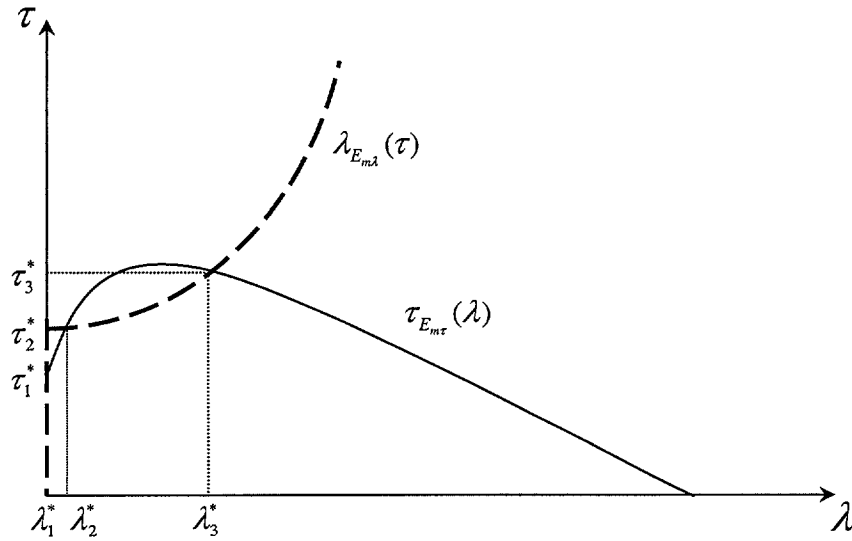


Figura 2.5: Case (C)

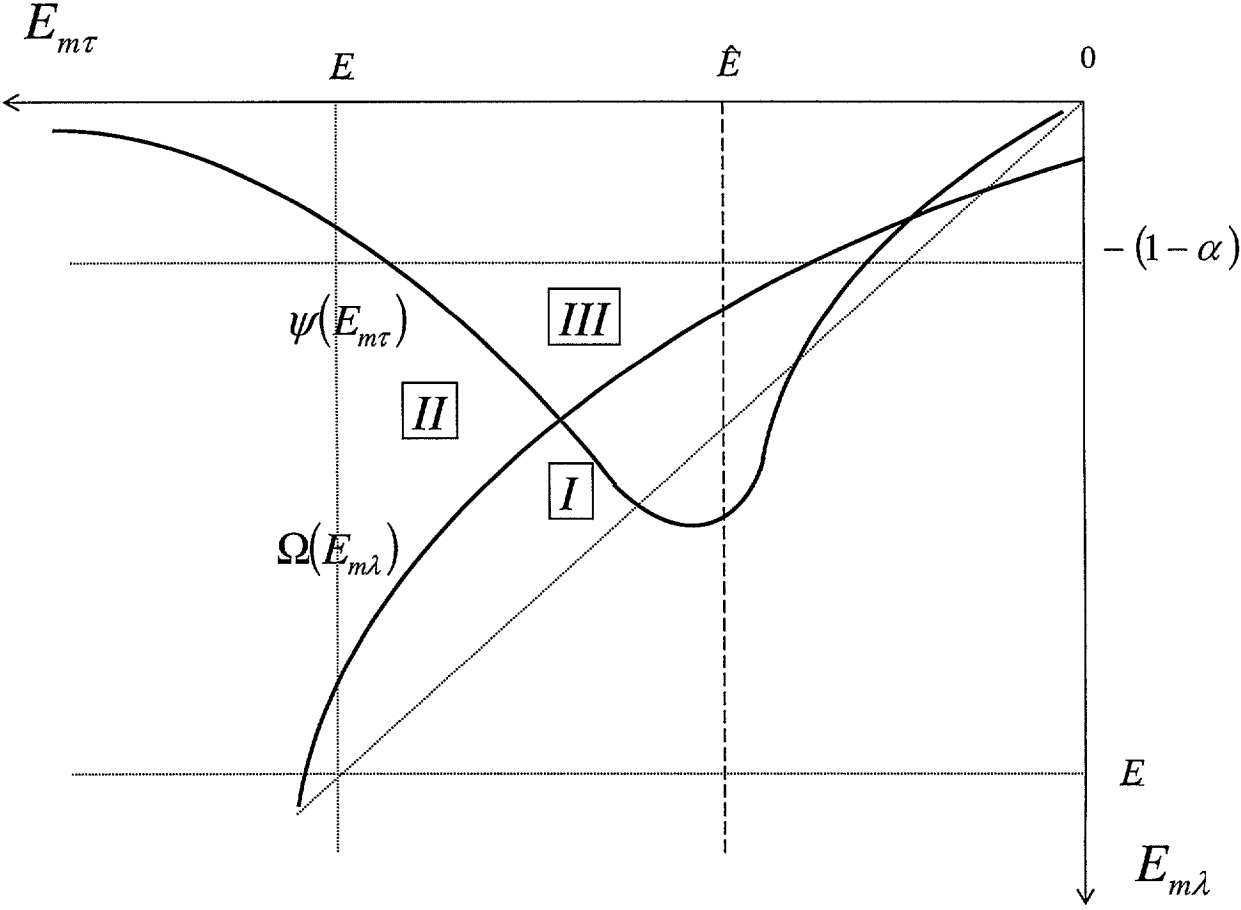


Figura 2.6: Possible Regions

Capítulo 3

La distribución de los tipos de hogares de las mujeres mayores por nivel de renta

3.1 Introducción

En este Capítulo se describe la influencia que ejerce la renta de los individuos en la formación de los tipos de hogares. Los tipos de hogares, tal y como fueron definidos en el Capítulo 1, hacen referencia a los acuerdos que se establecen entre personas que pueden ser o no los miembros de una familia, y que determinan la composición y las características del hogar en el que residen. El objetivo del capítulo consiste en observar el papel que la renta juega en la determinación de la distribución de los tipos de hogares en un momento del tiempo determinado, así como en valorar su importancia desde un punto de vista dinámico.

El estudio se lleva a cabo con la población de mujeres mayores que son viudas en Estados Unidos para los años 1970 y 1990. A partir de esta muestra, se calcula la distribución

conjunta de la renta y de los tipos de hogares para ambos años y se establecen los principales hechos que caracterizan los cambios que tuvieron lugar en las rentas durante ese período. Los resultados obtenidos serán utilizados en los capítulos posteriores.

El motivo de desarrollar un estudio detallado de la variable renta, y no sobre los otros posibles determinantes de los tipos de hogares, obedece al tratamiento especial que esa variable ha recibido en la literatura. Un número elevado de investigaciones se han desarrollado con el fin de valorar la importancia de la renta en la formación de los tipos de hogares, tanto desde un punto de vista estático como dinámico.

En lo referente a los análisis *cross-section*, algunos trabajos, como los de Burch y Matthews (1987) y Soldo (1981), sugieren que la renta de los individuos mayores es el factor más importante en la formación de los tipos de hogares, y que la independencia es, además, un bien superior. Sin embargo, otros autores concluyen que el papel de la renta no está claro. Börsch-Supan et al. (1992) encuentran que un incremento en la renta no implica un incremento en la probabilidad de vivir solo frente a vivir con hijos, mientras que Schwartz et al. (1984) obtienen que el efecto de la renta no es significativo en la decisión de vivir independientemente versus dependientemente.

Entre aquellos estudios que tratan la decisión de los tipos de hogares como una decisión conjunta entre los padres y los hijos, Kotlikoff y Morris (1990) encuentran, para una muestra relativamente pequeña, que la probabilidad de corresidir padres e hijos está negativamente correlacionada, aunque no de manera significativa, con la renta de los hijos. Un tema de investigación diferente, aunque relacionado con éste, es el estudio de la decisión de los hijos de abandonar el hogar de los padres. Hill y Hill (1974), McElroy (1985) y Whittington y Peters (1996) observan que, cuanto mayor es la renta del hijo, menor es la probabilidad de que viva con sus padres y que, cuanto mayor es la renta de los padres, mayor es la probabilidad de corresidir. En este sentido, Rosenzweig y Wolpin (1993) argumentan que vivir juntos es una fuente de sustento para los hijos, puesto que los servicios que suministran los padres en el

hogar son poco costosos de obtener, si se comparan con esos mismos servicios cuando son adquiridos en el mercado o producidos por los propios hijos. Weinick (1995) encuentra que en la mayoría de los casos en los que los hijos se desplazan a casa de los padres, es por una decisión propia de los hijos.

Desde un punto de vista dinámico, los resultados son más homogéneos. La mayoría de los trabajos que han estudiado los cambios en la distribución de los tipos de hogares de los individuos mayores llegan a la misma conclusión: el crecimiento de la renta ha sido el determinante principal. Estas investigaciones son bastante numerosas, especialmente las que analizan el caso de las mujeres no casadas. Michael et al. (1980) estudian los tipos de hogares de las mujeres viudas en el período 1950-1976 y concluyen que los incrementos de las pensiones de la Seguridad Social explican entre el 46% y el 84% del incremento que se produjo en la propensión a vivir solas. Costa (1999) argumenta que, entre 1950 y 1990, casi el 50.0% de la reducción en la fracción de mujeres no casadas que vivían con algún familiar se puede atribuir a los incrementos tanto en las pensiones como en la elegibilidad de la Seguridad Social. McGarry y Schoeni (2001) estudian el aumento de la proporción de mujeres viudas que vivían solas durante el período 1940-1990 y encuentran evidencia de que el crecimiento de las pensiones de la Seguridad Social fue la causa más importante, explicando casi dos tercios de dichos incrementos.

El objetivo de este capítulo consiste, por tanto, en analizar la relación que se establece entre la renta de los individuos y la distribución de los tipos de hogares en un momento concreto del tiempo y, además, en observar, desde un punto de vista dinámico, cuál es el papel que la renta juega en la determinación del cambio de los tipos de hogares.

En esta tesis doctoral se ha considerado que las características de los hijos de las mujeres viudas y en particular su renta son factores relevantes en la determinación de los tipos de hogares y, por esta razón, son una parte fundamental del análisis que se ha realizado. Sin embargo, las bases de datos existentes, por sí solas, no ofrecen la información que se requiere

para llevar a cabo dicho estudio. En concreto, si las mujeres viudas viven independientemente de sus hijos es imposible conocer la identidad de los mismos y, por tanto, no se dispone de información sobre ellos. De esta manera, la obtención de la muestra deseada, que incluya los valores correspondientes a las rentas de todos los individuos, no es una tarea trivial. De hecho, requiere utilizar una técnica de imputación y, por tanto, el uso de diferentes fuentes combinadas. En esta investigación se ha optado por el IPUMS 1970 y 1990 y el AHEAD 93. Este proceso utilizado, que se explicará detalladamente más adelante, se basa en el supuesto de que la distribución conjunta de la renta de madres e hijos, obtenida a partir del AHEAD 93, permanece constante entre los años 1970 y 1990.

Es evidente que aparte de la renta existen otras características de los hijos como, por ejemplo, su educación o su estado civil, que pueden ser relevantes en la determinación de los tipos de hogares. El estudio de estas variables será abordado en el Capítulo 5. El presente capítulo se ocupa, exclusivamente, de la variable renta. La aproximación que sigue con la renta será utilizada también para las demás variables consideradas, realizando supuestos acerca de sus distribuciones conjuntas intergeneracionales.

El Capítulo se organiza del modo siguiente. En la Sección 3.2 se describen detalladamente las fuentes de datos utilizadas. En la Sección 3.3 se explica el proceso de selección de la muestra y se calcula la distribución de los tipos de hogares de las mujeres viudas en 1970 y en 1990. En la Sección 3.4 se analizan, tanto en términos absolutos como relativos, los cambios que experimentaron las rentas de las mujeres viudas y las de sus hijos a lo largo del período considerado. En la Sección 3.5 se describe el método de imputación empleado para solventar el problema de información de las bases de datos utilizadas. La Sección 3.6 contiene los resultados obtenidos mediante dicha imputación, que se reflejan en la distribución conjunta de la renta y los tipos de hogares para las mujeres viudas y sus hijos en ambos años. Por último la Sección 3.7 refleja las principales conclusiones que se derivan del análisis.

3.2 Datos

Las fuentes de datos que se utilizan en los Capítulos 3, 4 y 5 de esta tesis doctoral están constituidas por el Integrated Public Use Microdata Series para Estados Unidos (IPUMS) y el Asset and Health Economics Aging Dynamics (AHEAD).

El IPUMS está formado por un conjunto de veinticinco muestras microeconómicas de la población americana obtenidas a partir de trece censos federales, y suministra información detallada, tanto de los hogares, como de cada uno de sus miembros. Las principales ventajas que presenta son: en primer lugar, la homogenización de las tablas históricas, que permite hacer comparaciones intertemporales; en segundo lugar, la representatividad de las muestras, puesto que constituyen un resumen exhaustivo de la población americana para cada momento del tiempo; y en tercer lugar, el amplio tamaño de la muestra. Entre los inconvenientes destacan: la independencia existente entre las muestras, que impide trazar trayectorias temporales de los individuos o de los hogares; y la imposibilidad de reconocer a aquellos individuos que pertenecen a la misma familia y que viven en diferentes hogares. Esto último representa un serio problema, puesto que no permite identificar a las madres de los hijos que viven en hogares distintos al de aquélla. En esta tesis doctoral, como se mencionó anteriormente, se utilizan las muestras de 1970 y de 1990, cuyos tamaños totales ascienden respectivamente a 2,029,667 individuos (692,242 unidades residenciales) y 2,500,053 individuos (970,974 unidades residenciales).

El AHEAD 93 se corresponde con la primera parte del Health Retirement Study, que se diseñó para recolectar información acerca de las características del proceso de envejecimiento de la población en Estados Unidos. El AHEAD 93 se centra, principalmente, en analizar los impactos y las interrelaciones que sobre el grupo de personas mayores de la población, ejercen los cambios y transiciones que se desarrollan, fundamentalmente, en tres áreas: la salud, la situación económica-financiera y la familia. A diferencia del IPUMS, que tiene una estructura de hogares como elemento principal en la recopilación de información, el AHEAD

93, que está diseñado con un objetivo diferente, se centra en los individuos y obtiene la información directamente de las personas mayores que son objeto de estudio: individuos de 70 o más años de edad, que no están viviendo en instituciones tales como asilos u hospitales. La sección D de la encuesta recoge, de manera extensa y detallada, la información referente a la estructura familiar de los individuos, tanto si los miembros de la familia conviven en el mismo hogar, como si habitan en diferentes viviendas. El tamaño muestral abarca un total de 17,718 individuos entre personas mayores y familiares y, de ellos, 8,222 son personas mayores.

Con las muestras del IPUMS, y utilizando las ponderaciones correspondientes a cada hogar, se obtiene la información relativa a la distribución de los tipos de hogares, los niveles medios de las rentas de los individuos y las distribuciones marginales de las rentas, que componen parte de la información utilizada en este capítulo, así como en los Capítulos 4 y 5. Con la muestra del AHEAD se obtiene la información acerca de la distribución conjunta de rentas entre madres e hijos y, también de la distribución de los tipos de hogares para distintos niveles de renta.

3.3 Distribución de los tipos de hogares en 1970 y en 1990

El objetivo de este capítulo es el de analizar la relación existente entre los tipos de hogares y la renta de los individuos en 1970 y en 1990. No obstante, como se ha comentado anteriormente, el IPUMS carece de la información necesaria para relacionar a las madres con sus hijos si viven en diferentes hogares. En esta sección, por tanto, se estudia la distribución de los tipos de hogares al margen de la variable renta. Utilizando únicamente el IPUMS, se caracterizan las distribuciones de tipos de hogares para las mujeres mayores viudas en 1970 y en 1990, y se analizan los cambios fundamentales ocurridos entre esos años.

El paso previo a la determinación de las distribuciones es la caracterización de la muestra utilizada. A continuación se señalan los criterios y las definiciones seguidas para configurar la muestra de individuos seleccionada en esta investigación.

El conjunto de mujeres viudas conforman la población utilizada. Las mujeres seleccionadas en 1970 tienen una edad comprendida entre 65 y 82 años. Para determinar este rango de edad se ha utilizado el criterio de la esperanza de vida. En 1970 se estimó que una mujer de 65 años podía vivir otros 17 años más ¹. Existen dos razones que justifican la decisión de no considerar a las mujeres con edades superiores. La primera es que el porcentaje de mujeres mayores de 82 años es reducido. La segunda es que esta investigación, supone como punto de partida, que las mujeres tienen capacidad para elegir e influir en la decisión de los tipos de hogares; supuesto que no se verifica en una gran proporción de las mujeres cuya edad supera los 82 años, que se encuentran frecuentemente impedidas, física o psíquicamente, para tomar decisiones por su propia voluntad.

Entre 1970 y 1990, la esperanza de vida de las mujeres mayores de 65 años creció de 17 a 19 años. Además, este incremento fue acompañado por una reducción en los ratios de discapacidad para todos los individuos mayores (véase, por ejemplo, Manton et al. (1997)). Para recoger este incremento en la longevidad de las mujeres es necesario modificar ligeramente la definición de una mujer mayor. De esta forma, en 1990 se seleccionan las mujeres viudas con una edad comprendida entre 67 y 84 años. Esta elección refleja la consideración del concepto de vejez referido a los últimos años de vida de los individuos.

Otro elemento importante a considerar es el cambio en la edad a partir de la cual las mujeres enviudan. El incremento relativo en la esperanza de vida de los hombres provoca que las mujeres entren en el período de viudedad más tarde en 1990 que en 1970. Esto implicaría un cambio en la composición de la muestra de 1990, respecto a la de 1970, con un sesgo hacia las mujeres viudas relativamente ancianas. La elección de mujeres viudas en

¹Véase The Berkeley Mortality Database (<http://www.demog.berkeley.edu/wilmoth/mortality>)

1990, dentro un intervalo de edad superior, incrementado en dos años respecto al de 1970, corrige perfectamente este efecto sobre la muestra. La fracción de mujeres viudas resultante, respecto al total de mujeres mayores, para los grupos de edad considerados en ambos años permanece prácticamente constante: 49.1% y 47.8% para 1970 y 1990, respectivamente.

El siguiente paso consiste en seleccionar, del total de mujeres viudas, aquéllas que son madres. En el IPUMS no hay ninguna variable que exprese el número de hijos vivos que tiene una mujer en el momento de la encuesta. Por tanto, del conjunto de mujeres viudas establecido previamente, se seleccionan aquéllas que han dado a luz al menos dos veces. De esta forma, la probabilidad de que una madre tenga, al menos, un hijo vivo, cuando su edad está comprendida entre los límites considerados, es bastante alta.

En 1970, el número medio de hijos que tuvieron las mujeres viudas es 3.84, mientras que en 1990 es 3.64. Si se restringe la muestra y se considera sólo a las madres que han dado a luz al menos dos veces, la media es 4.41 en 1970 y 4.14 en 1990, es decir, una diferencia menor del 10% entre ambos años. Este hecho tiene repercusiones considerables a la hora de construir modelos explicativos (Capítulo 4), pues permite la posibilidad de abstraerse del tamaño de la familia como una variable relevante para explicar el cambio de la distribución de hogares entre 1970 y 1990.

El conjunto de todas las especificaciones sobre la muestra original proporciona un número total de mujeres viudas de 41,385 en 1970 y de 61,611 en 1990. Esto implica que se está considerando el 66.6% de las mujeres no casadas y mayores de 65 de años, en 1970, y el 66.2% de las mujeres no casadas y mayores de 67 años en 1990.

Una vez realizadas las correcciones oportunas y obtenida la muestra deseada, se procede a calcular la distribución de los tipos de hogares de las mujeres viudas mayores para cada uno de los años seleccionados. Se establecen cuatro tipos de tipos de hogares para caracterizar los datos: vivir sola, vivir con algún hijo, vivir en una institución o vivir con otro u otros individuos. Se considera que una mujer viuda reside en una institución cuando convive

con cinco o más individuos que no están relacionados con la persona que se designa como cabeza del hogar. Ésta es la estrategia que sugieren Ruggles y Sobek (1995) con el fin de homogeneizar las definiciones de los censos de 1970 y de 1990. La Tabla 3.1 muestra la distribución de los tipos de hogares de las mujeres viudas para ambos años.

Tabla 3.1: Distribución de mujeres viudas por tipos de hogares (%)

Tipos de hogares	1970	1990	Diferencia
Sola	52.1	64.2	12.1
Con un hijo	32.0	21.0	-11.0
Con otros	10.6	10.3	-0.3
En una institución	5.3	4.5	-0.8

A partir de la observación de la Tabla 3.1 se deduce que la proporción de mujeres viudas que viven solas se incrementó significativamente en este período, pasando del 52.1% en 1970 al 64.2% en 1990. También se observa que los demás tipos de hogares permanecieron prácticamente estacionarios, excepto la categoría de mujeres viudas que conviven con un hijo. Sorprendentemente, la proporción de mujeres viudas que residen con un hijo se redujo en una magnitud similar al crecimiento de la primera categoría. En consecuencia, se puede afirmar que el cambio de la distribución de los tipos de hogares en este período se concentró en las categorías de vivir sola o con un hijo.

De acuerdo con estos resultados, y considerando, tanto el menor tamaño como, el escaso cambio experimentado en las dos últimas categorías (vivir con otros o en una institución), se opta por reducir el conjunto de alternativas de tipos de hogares a sólo dos: vivir sola o vivir con un hijo. De este modo, el análisis se centra en estas dos categorías para responder a las preguntas planteadas: cómo las mujeres viudas y sus hijos deciden los tipos de hogares en 1970 y, qué explica el cambio entre 1970 y 1990.

Considerando sólo las categorías escogidas, las distribuciones de los tipos de hogares para 1970 y 1990 quedan tal y como se expresan en la Tabla 3.2:

Tabla 3.2: Distribución de mujeres viudas por tipos de hogares (%)

Tipos de hogares	1970	1990
Sola	62.0	75.3
Con un hijo	38.0	24.7

3.4 Cambios en la renta

En esta sección se aborda el estudio de los cambios acontecidos en las rentas de las mujeres viudas y de sus hijos entre 1970 y 1990. Como se comentó en la introducción del capítulo, las muestras del IPUMS carecen de la información necesaria para identificar a los hijos de cada madre si éstos viven en hogares diferentes. Sin embargo, esto no imposibilita la tarea de realizar una descripción del patrón que caracteriza a las rentas de las madres y de sus hijos durante este período.

Para poder comparar las rentas de 1970 y de 1990 es preciso medir todas las cantidades en dólares constantes. La elección del deflactor de precios que permite expresar las rentas de 1990 en términos reales ha sido realizada con especial cuidado. El *Consumer Price Index* (CPI) es el deflactor más utilizado. Sin embargo, existe un relativo consenso entre los economistas respecto a que este deflactor sobreestima la inflación (véase Gottschalk (1997)). El CPI es incapaz de capturar las mejoras en la calidad de los bienes y no refleja la capacidad de los consumidores para sustituir bienes que experimentan repentinos incrementos en sus precios por otros relativamente más baratos. En consecuencia y de manera similar al procedimiento utilizado en otros trabajos como, por ejemplo, el de Regalia y Ríos-Rull (1998), en esta investigación se opta por utilizar el CPI corrigiendo el sesgo que conlleva. Shapiro y Wilcox (1996) revisan la evidencia disponible y sitúan la mediana de la distribución de probabilidades del sesgo global del CPI en torno a un 1.0% anual. Además, estiman que alrededor del 80% de la masa de la distribución se concentra entre el 0.6% y el 1.5% anual.

Por otro lado, la *CPI Advisory Commission* estimó el sesgo total del CPI, en la última década, en torno a un 1.5% medio anual, con un rango comprendido entre 1.0 y 2.7 puntos porcentuales por año. El CPI establece que un dólar en 1970 equivale a 3.37 dólares en 1990. Si se realiza la corrección de Shapiro y Wilcox (1996), del 1% anual, se obtendrían 2.78 dólares de 1990 por cada dólar de 1970. En cambio, si el CPI es corregido atendiendo a la estimación de la *CPI Advisory Commission* (el 1.5% anual), se obtiene que un dólar de 1970 equivale a 2.55 dólares de 1990. En este trabajo de investigación se considera que esta última aproximación es más correcta y, por tanto, se opta por utilizar el último valor.

A continuación, y una vez precisado el criterio escogido para homogeneizar las magnitudes de los diferentes años, se comentan los hechos más destacables de las rentas, así como las modificaciones que esa variable ha experimentado entre 1970 y 1990.

En 1970 la renta media anual de las mujeres viudas era \$2,162, mientras que la renta media anual correspondiente a los hogares de los hijos era \$10,556. La renta relativa de las madres respecto a la de los hijos fue, por tanto, 0.20. Los cambios producidos en 1990 son sensiblemente llamativos. Las rentas medias en términos reales pasaron a ser \$4,552 para las madres y \$15,609 para los hijos y, en consecuencia, la renta relativa pasó a ser 0.29. Si se compara esta cifra con la renta relativa de 1970, este cambio significa que, si las madres tenían, en 1970, un nivel de renta equivalente al 20% de las rentas de los hijos, en 1990 esta proporción ascendió hasta casi el 30%. Este resultado se debe a que el crecimiento de la renta de las madres fue mayor que el aumento de la renta de los hijos. Si bien la renta media de los hijos creció en un 47%, durante esos años, la renta media de las mujeres viudas aumentó más del doble, exactamente un 111%.

Algunas investigaciones, como las desarrolladas por Even y Macpherson (1996) y Hurd (1990), también han puesto de manifiesto las importantes ganancias en renta que experimentaron las mujeres viudas. De acuerdo con Hurd (1990), entre 1967 y 1984, el ratio de pobreza, definido como la fracción de población cuya renta queda por debajo de la línea de

pobreza ², pasó de 11.8 a 14.5 para el grupo de individuos con una edad inferior a los 65 años. Mientras que, entre 1961 y 1987, este ratio se redujo de 35.1 a 19.1 para el grupo de mujeres mayores viudas. En lo referente al cambio en la posición relativa de las mujeres viudas con respecto a sus hijos, el trabajo de Radner (1995) alcanza conclusiones similares a las obtenidas en este capítulo para una muestra también del censo. Radner (1995) calcula, para los años 1967 y 1990, el ratio entre la renta de unidades familiares de individuos mayores y la renta de unidades familiares de individuos con una edad inferior a 65 años, y comprueba que este ratio se incrementó de 0.5 a 0.63, reflejando la ganancia relativa experimentada por el grupo de personas mayores en la población.

En cuanto a la distribución de la renta, en 1970, los índices de Gini de las madres y sus hijos fueron 0.48 y 0.38, respectivamente, reflejando un reparto menos igualitario en el caso de las madres. En 1990 también tuvieron lugar cambios en cuanto a la desigualdad. Si bien en el caso de las madres la desigualdad se redujo, para los hijos se incrementó ligeramente; los índices de Gini fueron 0.42 y 0.43, para madres e hijos, respectivamente.

Si se observan, además, las primeras y las últimas decilas de renta, se comprueba que la reducción de la desigualdad en el caso de las madres fue mayor en los niveles inferiores de renta que en los superiores, mientras que, para el caso de los hijos, el incremento fue relativamente homogéneo. La Tabla 3.3 muestra el porcentaje de renta acumulado para diferentes tamaños de la muestra.

Los datos de la Tabla 3.3, junto a los anteriores, permiten afirmar que no sólo mejoró la posición relativa de las mujeres viudas respecto a sus hijos en términos medios, sino que, además, las mujeres viudas más pobres mejoraron, tanto en términos absolutos como relativos. El empobrecimiento de los hijos, añadido a la mejora en la situación de las madres situadas en las decilas más bajas, produce, por tanto, una ganancia relativamente mayor

²La línea de pobreza se determina por el valor de los bienes y servicios que serían necesarios para mantener un nivel de vida aceptable mínimo. Varía en función de la edad y de la composición del hogar, y es calculada por el Bureau of Labor Statistics.

Tabla 3.3: Porcentaje de renta acumulado por decilas

Muestra	% Acumulado de renta			
	Madres		Hijos	
	1970	1990	1970	1990
10%	0.5	1.7	1.0	0.8
50%	19.0	22.2	24.1	20.0
90%	61.5	67.1	73.3	69.9

para las madres pobres que para las demás.

Estos resultados tienen importantes implicaciones desde el punto de vista de la determinación de los tipos de hogares. Si se considera la existencia de una correlación intergeneracional positiva en las rentas de las familias, las modificaciones en la posición relativa de la madre respecto a sus hijos podrían alterar la decisión de los tipos de hogares de cada familia. En consecuencia, para explicar el cambio en la distribución de los tipos de hogares, los cambios relativos en las rentas podrían ser tan importantes como los cambios absolutos.

3.5 Relación entre los tipos de hogares y la renta de los individuos. El problema de los datos: el mecanismo de imputación

Las propiedades de la muestra del IPUMS impiden analizar la relación existente entre los tipos de hogares y la renta de los individuos. El IPUMS no permite identificar los lazos de familia entre los individuos que viven en diferentes hogares; por tanto, si las mujeres viudas no viven con sus hijos en el momento de la encuesta, no es posible reconocerlos como madres e hijos. Esto provoca una falta de información acerca de las características

de ambos individuos, incluyendo su renta. El objetivo de esta sección consiste en describir, detalladamente, la solución que se propone para solventar este problema.

El AHEAD es la única base de datos existente que recoge las características de los individuos mayores y de todos sus hijos, tanto si viven en el mismo hogar, como si no lo hacen. Esta información es fundamental para comprender las razones por las que los individuos viven o no con sus hijos. Además, debido a los cambios que se han podido constatar en la Sección 3.3 respecto a la distribución de los tipos de hogares a lo largo del tiempo, es importante conocer la distribución conjunta de las características de madres e hijos en más de un período de tiempo.

En esta investigación se establece un supuesto fundamental que permite usar ciertas propiedades del AHEAD 93 en conjunción con la información de las muestras del IPUMS para obtener la distribución conjunta de los tipos de hogares y la renta. Este supuesto implica asumir que la distribución conjunta de los ingresos y del tamaño de las familias en 1993 es la misma que en 1970 y en 1990. Así, se desarrolla el mecanismo de imputación que es bastante intuitivo. Una vez obtenidas del IPUMS las distribuciones marginales de los tipos de hogares por niveles de renta, tanto de las madres como de los hijos, se utiliza la distribución conjunta de rentas del AHEAD para crear pares de madres-hijos y unir a aquéllos que viven en diferentes hogares. Este proceso se explica detalladamente a continuación.

Los pasos seguidos son:

- **Primero:** AHEAD 93

En la muestra del AHEAD, los individuos encuestados tienen 70 años o más, mientras que, en la submuestra que se ha seleccionado del IPUMS (Sección 3.2), algunas de las mujeres viudas que son objeto de estudio tienen menos de 70 años. Para comprobar si las muestras son similares, se calcula la distribución de tipos de hogares del AHEAD 93 para las mujeres viudas y se compara con la del IPUMS 1990. Se comprueba que el porcentaje de mujeres

viudas que viven solas en el AHEAD 93 es muy parecido al del IPUMS 1990: 72.1% y 75.3%, respectivamente. Este resultado permite afirmar que las muestras son consistentes entre sí y, por tanto, es posible usar algunas propiedades del AHEAD 93 para inferir resultados de los datos del IPUMS. En concreto, se utiliza la distribución intergeneracional o conjunta de rentas.

En el cálculo de la distribución conjunta se consideran exclusivamente pares del tipo madre-hijo. Si la mujer viuda está viviendo sola y tiene más de un hijo, se selecciona a través de un proceso aleatorio a uno de ellos al azar. A continuación, se definen cuatro grupos de renta de igual tamaño, el 25% de la muestra, para las mujeres viudas y para sus hijos, y se calcula la distribución conjunta de rentas de madres e hijos³.

Tabla 3.4: Distribución conjunta del AHEAD 93

		Madres				Marginal
		0-25	25-50	50-75	75-100	
Hijos	0-25	P_{11}	P_{12}	P_{13}	P_{14}	25.0
	25-50	P_{21}	P_{22}	P_{23}	P_{24}	25.0
	50-75	P_{31}	P_{32}	P_{33}	P_{34}	25.0
	75-100	P_{41}	P_{42}	P_{43}	P_{44}	25.0
Marginal		25.0	25.0	25.0	25.0	100.

La Tabla 3.4 refleja las dieciséis combinaciones que se producen al cruzar los cuatro tipos de renta definidos para las madres y los hijos. Se denota con $P_{i,j}$ la proporción que existe

³En un principio, se consideró la posibilidad de definir cinco grupos de renta en lugar de cuatro, opción que, finalmente fue descartada. Por un lado, porque el tamaño de la muestra del AHEAD 93 era relativamente pequeño para hacer una partición más fina y, por otro lado, porque la estimación del modelo que se había planeado, basado fundamentalmente en rentas, tenía un número aceptable de grados de libertad. No obstante, sí se realizó una clasificación más gruesa, de tres grupos, con el objetivo de comprobar la robustez del análisis. Los resultados obtenidos no difieren de los que se alcanzaron en el caso de cuatro categorías, que son los que se presentan en éste y en los capítulos siguientes.

de madres renta-tipo j con hijos renta-tipo i . La suma de los elementos $P_{i,j}$ a lo largo de las columnas y de las filas dan, como resultado, las distribuciones marginales de las madres y los hijos respectivamente. Así, la última columna es la distribución marginal de los hijos y la última fila corresponde a la de las madres. Como se puede observar, son distribuciones uniformes (debido a la propia definición de las variables) y la suma acumulativa de las frecuencias da como resultado el 100% de la muestra.

- **Segundo:** La submuestra de individuos que viven solos del IPUMS 1970 y 1990

La muestra que se ha seleccionado del IPUMS está compuesta por los hogares de las mujeres viudas que conviven con sus hijos, los hogares unipersonales de las mujeres viudas que viven solas y los hogares de los hijos. Como se ha comentado anteriormente, si la mujer viuda no vive con sus hijos, no se dispone de ninguna información que permita emparejarlos, lo que significa que no se puede establecer ningún vínculo entre los dos últimos tipos de hogares mencionados.

En relación a este hecho, existe otra característica de la muestra que debe ser comentada. En el párrafo anterior se mencionaron los hogares de los hijos de las mujeres viudas como un tipo de hogar existente en la muestra. Sin embargo, no se puede asegurar que todos esos hogares sean realmente de los hijos. Dentro de este grupo se incluyen los hogares de todos los individuos que, por su edad, podrían ser hijos de las mujeres viudas; algunos de ellos serán sus hijos, aunque también habrá otros que no los sean. Ello se debe a que la muestra del IPUMS es una submuestra aleatoria extraída a partir de todos los hogares del censo. A pesar de ello, el gran tamaño muestral del IPUMS, así como el de la submuestra que se seleccionó en la Sección 3.3, permiten garantizar que se trata de muestras representativas del total de la población americana y, en particular, de los hogares de los hijos de las mujeres viudas. Así, existe una alta probabilidad de que los hogares de individuos jóvenes seleccionados se asemejen fielmente a los de los hijos de aquellas madres que están viviendo solas. Esto permite considerar a todos los hogares seleccionados como los hogares de los hijos de las

mujeres viudas.

Una vez hechas estas consideraciones, del total de hogares de los hijos se selecciona, para 1970 y para 1990, una submuestra del mismo tamaño que, exactamente, la submuestra de mujeres viudas que viven solas en cada uno de dichos años. De esta forma, por cada mujer viuda que reside sola existe un hijo que vive solo.

- **Tercero:** La submuestra de individuos que viven juntos del IPUMS 1970 y 1990

Seguidamente, se seleccionan aquellos hogares en los que las mujeres viudas están viviendo con sus hijos, tanto para 1970 como para 1990.

- **Cuarto:** Las distribuciones marginales de la renta del IPUMS 1970 y 1990

Los hogares seleccionados previamente se añaden a los hogares de las mujeres viudas y de los hijos que viven independientemente y, así, se obtiene, para cada año, una muestra que contiene la totalidad de las mujeres viudas y un número de hijos exactamente igual al de éstas.

A continuación, se ordenan todas las mujeres viudas y todos los hijos en cuatro grupos de renta de igual tamaño (un cuarto de la muestra), tal y como se realizó en el primer paso para el AHEAD 93. De la combinación de estas distribuciones marginales, se obtienen dieciséis grupos madre-hijo diferentes. Posteriormente, se calculan, para todos los grupos, las fracciones de los mismos que representan a todos los pares madre-hijo que viven juntos. Se denota por $T_{i,j}$ la proporción de madres renta-tipo j , con hijos renta-tipo i , que están viviendo juntos.

- **Quinto:** La imputación de la distribución conjunta a la muestra del IPUMS

Una vez obtenidas las fracciones $T_{i,j}$ para cada grupo madre-hijo, únicamente resta obtener las fracciones de los individuos que están viviendo solos. Se denota por $A_{i,j}$ la

proporción de madres renta-tipo j , con hijos renta-tipo i , que están viviendo solos.

Teniendo en cuenta que los individuos no pueden vivir sino solos o juntos, y que se dispone de la fracción de los mismos que viven juntos para cada grupo i, j , es suficiente conocer la proporción existente de madres renta-tipo j , con hijos renta-tipo i , para obtener, de forma inmediata, la proporción de los mismos que viven solos, es decir,

$$A_{i,j} = P_{i,j} - T_{i,j}$$

De este modo, se imputa la distribución conjunta de rentas del AHEAD 93 ($P_{i,j}$, $\forall i, j$) tanto a la muestra IPUMS 1970 como a la IPUMS 1990 y, de acuerdo con la expresión anterior, se calculan las fracciones de los individuos que viven solos, $A_{i,j}$, $\forall i, j$, para cada año.

Finalmente, se construyen pares madre-hijo entre los individuos que integran las proporciones $A_{i,j}$. Las mujeres viudas y los hijos que forman parte de la proporción de individuos que viven solos se van uniando, aleatoriamente, unos con otros. Como el número de mujeres viudas que viven solas coincide exactamente con el número de hijos, todos los individuos son emparejados y, así, cada mujer viuda se convierte en madre de un solo hijo. Esto es consistente con el tratamiento de los datos del AHEAD 93, en el que se seleccionó aleatoriamente a un hijo en los casos en que las madres tenían más de uno. Con las parejas construidas se puede obtener la renta media de las madres y los hijos que pertenece a cada par i, j .

Los resultados de la imputación se presentan en la sección siguiente.

Para extender este análisis con el objetivo de recoger otras características de los hijos aparte de la renta, sería necesario establecer el mismo tipo de supuestos. Una vez que se acepta que la distribución conjunta es la misma en 1993 que en los otros dos años, se tendría que asumir que el patrón de la(s) característica(s) que son objeto de interés se

mantiene estable en el tiempo. Una vez realizada la imputación en una dimensión, se harían las siguientes consecutivamente, siempre partiendo de la anterior. De lo contrario, sería imposible realizar comparaciones entre los resultados antes y después de la última imputación realizada. Puesto que una imputación siempre implica una ordenación y clasificación de los individuos en categorías, si se altera el orden de las características que se imputan, como la construcción de pares es aleatoria, las muestras obtenidas cambiarían continuamente. En conclusión, la inclusión de más de una variable exige un trabajo meticuloso, ya que los datos tienen que estar bien definidos para obtener una muestra fiable. Este es uno de los problemas que se abordan el Capítulo 5 de la presente tesis, en el que se ofrece una explicación más detallada del método que se ha comentado. Concretamente, se analiza el caso del estado civil de los hijos.

3.6 La distribución conjunta de la renta y los tipos de hogares en 1970 y en 1990

En esta sección se presentan los resultados fundamentales de este capítulo que, además, permiten alcanzar los objetivos establecidos en el mismo. Una vez determinadas las distribuciones conjuntas de la renta y los tipos de hogares de la forma descrita en la sección anterior para los años 1970 y 1990, se puede estudiar el papel que la renta de los individuos juega en la determinación de los tipos de hogares, así como en la explicación del cambio en su distribución.

3.6.1 Distribución conjunta de la renta y los tipos de hogares en 1970

La Tabla 3.5 muestra la distribución conjunta de la renta y los tipos de hogares para las mujeres viudas y sus hijos en 1970.

Tabla 3.5: **Distrib. conjunta de rentas y porcentaje de viudas que viven solas (1970)**

		Madres			
		0-25	25-50	50-75	75-100
Hijos	0-25	49.4 (9.12)	50.1 (6.27)	57.6 (5.62)	48.8 (3.99)
	25-50	56.8 (8.08)	64.0 (6.75)	68.4 (5.89)	67.0 (4.28)
	50-75	31.7 (3.90)	68.1 (7.13)	69.2 (5.70)	84.7 (8.27)
	75-100	23.2 (3.90)	52.7 (4.85)	76.7 (7.79)	81.3 (8.46)

Las mujeres viudas y los hijos están clasificados en cuatro grupos de igual tamaño de acuerdo con su renta, lo que da lugar a dieciséis grupos diferentes de madres e hijos. Entre paréntesis se recoge, para el grupo i, j , la fracción existente de madres renta-tipo j con hijos renta-tipo i , $P_{i,j}$ (imputada del AHEAD 93, véase la Tabla 3.4). Esos dieciséis grupos no tienen el mismo peso y ello se debe a la correlación intergeneracional positiva y relativamente alta que existe en la renta. Los grupos tienen un mayor tamaño cuando forman parte o están cerca de la diagonal principal, donde las madres y los hijos pertenecen al mismo cuartil o a cuartiles cercanos.

La información principal de la Tabla 3.5 se desprende de las cifras que aparecen en negrita, que representan la fracción de madres renta-tipo j con hijos renta-tipo i que están

viviendo solos, $A_{i,j} \forall i, j$. La suma de los productos $P_{i,j} \times A_{i,j}, \forall i, j$, proporciona la fracción total de mujeres viudas que viven solas en 1970, es decir, un 62% (véase la Tabla 3.2 en la Sección 3.3).

A primera vista, se puede afirmar que estos números responden al siguiente patrón: cuanto mayor es el nivel de renta, mayor es la fracción de individuos que viven solos. Sin embargo, una observación más cuidadosa revela la existencia de importantes comportamientos no lineales en los mismos: en el caso de las madres más pobres, cuanto mayor es la renta de los hijos, menor es la probabilidad de que se encuentren viviendo solos. Para el siguiente grupo de madres aparece una relación en forma de U invertida, mientras que para los grupos de madres que están en la mitad superior de la distribución, la fracción de las que viven solas es creciente con la renta de los hijos.

Desde el punto de vista de los hijos, existen comportamientos no lineales similares: para los hijos más pobres se observa que la fracción de los que viven solos es relativamente independiente del nivel de renta de la madre. En cambio, para el siguiente cuartil de hijos, una mayor renta de las madres implica un ligero crecimiento de la fracción de los que viven solos. Finalmente, para los grupos de hijos de mayor nivel de renta, se observa que el aumento de la renta de las madres implica un aumento importante en el número de los pares madre-hijo que viven solos.

3.6.2 Distribución conjunta de la renta y los tipos de hogares en 1990

De manera similar a la tabla anterior, la Tabla 3.6 establece la distribución conjunta de la renta y los tipos de hogares para las mujeres viudas y sus hijos en 1990.

Se aprecia que las cifras que están entre paréntesis coinciden con las de la Tabla 3.5. Ello se debe al proceso de imputación empleado, que implica utilizar la distribución conjunta de

rentas de 1993, tanto para 1970, como para 1990. El resto de la estructura de la Tabla es exactamente igual a la de 1970.

Tabla 3.6: **Distrib. conjunta de rentas y porcentaje de viudas que viven solas (1990)**

		Madres			
		0-25	25-50	50-75	75-100
Hijos	0-25	60.7 (9.12)	58.8 (6.27)	63.1 (5.62)	60.5 (3.99)
	25-50	77.5 (8.08)	73.4 (6.75)	75.6 (5.89)	74.0 (4.28)
	50-75	60.4 (3.90)	82.5 (7.13)	80.9 (5.70)	89.0 (8.27)
	75-100	67.1 (3.90)	80.1 (4.85)	88.9 (7.79)	91.5 (8.46)

La distribución conjunta de la renta y los tipos de hogares de 1990 tiene una forma similar a la de 1970. La primera idea que se extrae acerca de la estructura de los datos es que la fracción de individuos que viven solos crece con la renta. Sin embargo, como ocurría en la distribución de 1970, se observan importantes comportamientos no lineales que, además, no siempre se manifiestan en el mismo sentido que los de la primera tabla. Así, en 1970, para el grupo de madres más pobres, los incrementos en la renta de los hijos reducían la probabilidad de vivir solos, mientras que en 1990 no se produce un ningún efecto claro. Respecto al grupo de madres del segundo cuartil, en 1970 la mayor renta de los hijos provocaba una U invertida en la probabilidad de vivir solos, en cambio en 1990 el efecto es claramente creciente. Los otros dos cuartiles presentan el mismo patrón en ambos años.

En cuanto a los hijos, en 1990 los dos grupos que están en la mitad inferior de la dis-

tribución presentan el mismo comportamiento: una relativa independencia de la renta de la madre en la determinación de la probabilidad de vivir solos. En 1970 esto sólo ocurría en el primer cuartil de los hijos, ya que en el segundo, el efecto de la renta de la madre era ligeramente creciente. Los grupos de hijos de renta superior presentan un patrón similar al de 1970. Además, se observa que el aumento de la renta de las madres supuso un incremento en la fracción de los pares madre-hijo que viven solos, aunque los efectos fueron más suaves en 1990.

3.6.3 El cambio en la distribución entre 1970 y 1990

En este apartado se resumen los principales cambios en la distribución conjunta de los tipos de hogares y la renta.

En la Sección 3.3 se observó que, entre 1970 y 1990, la fracción total de mujeres viudas que vivían solas se incrementó de manera considerable, pasando del 62% al 75.3% en cada uno de esos años. Es sencillo comprobar que la suma de los productos $P_{i,j} \times A_{i,j}, \forall i, j$ de la Tabla 3.6 da como resultado la fracción total de mujeres viudas viviendo solas en 1990, 75.3%.

Por otra parte, en esta última sección, las Tablas 3.5 y 3.6 muestran que el crecimiento en la fracción de mujeres viudas que viven solas tuvo lugar en todos los grupos de renta madre-hijo. Sin embargo, dicho aumento no fue homogéneo. En los grupos en los que aparecen las madres más pobres (la primera columna de ambas tablas) el incremento fue significativamente mayor. En particular, en el grupo formado por las madres más pobres y los hijos más ricos, la fracción de los mismos viviendo solos creció más del triple. El incremento fue menos pronunciado en los grupos en los que las madres tenían un nivel de renta superior. De hecho, se podría afirmar que el patrón del cambio consistió en incrementos que fueron decrecientes en el nivel de renta de las madres.

Estos hechos resultan más llamativos si se relacionan con lo acontecido en las rentas. En la Sección 3.4 se comprobó que las rentas de las mujeres viudas y los hijos crecieron en gran medida, especialmente en el caso de las madres, que mejoraron significativamente su posición relativa. Además, en cuanto a la distribución de la renta, se observó una reducción de la desigualdad en el caso de las madres, acompañada de un ligero incremento en la desigualdad para el de los hijos; esto supuso no sólo que mejoraran más las madres que los hijos, sino también que las madres pobres se beneficiaran especialmente del cambio.

Estas observaciones inducen a pensar que los cambios experimentados en la distribución conjunta de la renta y los tipos de hogares están estrechamente relacionados con las variaciones que se produjeron en las rentas y, sobre todo, a considerar que los cambios relativos en las rentas podrían ser tan importantes como los absolutos para explicar el cambio en la distribución de los tipos de hogares. El capítulo siguiente se ocupa de esclarecer estas interacciones.

La Figura 3.1 muestra, de una manera compacta, las propiedades de los datos de 1970 y de 1990 que se han descrito en esta sección.

Madres que viven solas

Datos 1970 —
Datos 1990 - - -

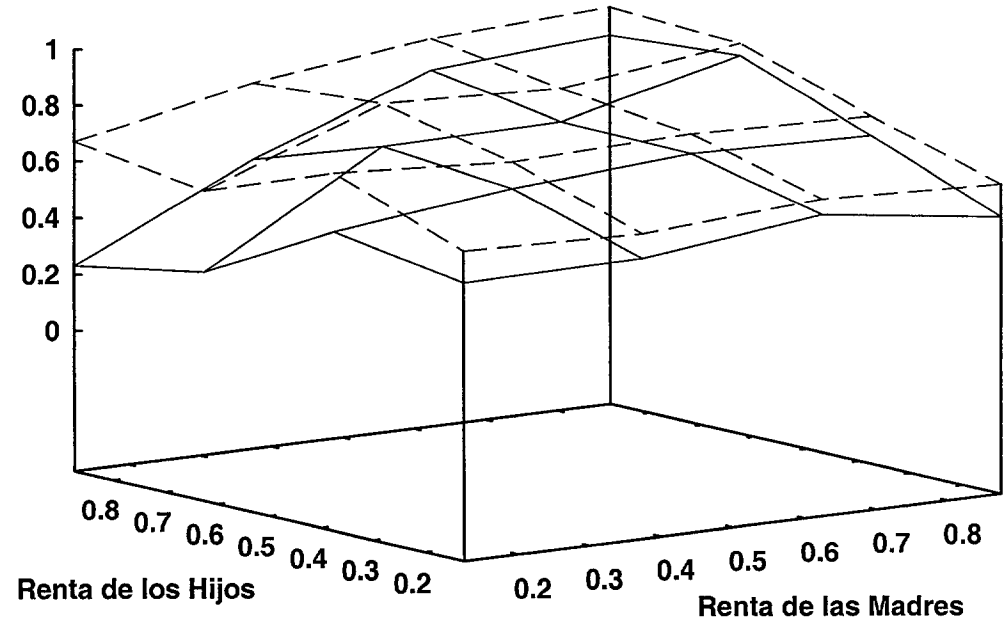


Figura 3.1: Fracción de viudas que viven solas por cuartiles de renta, tanto de ellas como de sus hijos

3.7 Conclusión

En este capítulo se derivó la distribución de los tipos de hogares para las mujeres viudas en 1970 y en 1990. Se observó que la fracción de mujeres viudas que vivían solas varió de un 52.1% a un 64.2% en ese período y que, además, los otros tipos de hogares permanecieron prácticamente estacionarios, excepto la proporción de mujeres viudas que vivían con un hijo, que se redujo en una magnitud similar. Esto provocó que el análisis se centrara en estas dos categorías para responder a cómo las mujeres viudas y sus hijos deciden los tipos de hogares en 1970 y estudiar el cambio hacia 1990. Con esta situación, la fracción de mujeres viudas que vivían solas fue 62.0% en 1970 y 75.3% en 1990.

A través del proceso de imputación, se logró determinar la distribución conjunta de la renta y los tipos de hogares para las mujeres viudas y sus hijos en ambos años (Tablas 3.5 y 3.6). Para ello, se estableció, como supuesto fundamental, que la distribución conjunta de rentas de madres e hijos fue la misma en 1993 que en 1970 y en 1990. La distribución conjunta de la renta y los tipos de hogares permitió observar la existencia de importantes patrones no lineales en la misma, tanto en 1970 como en 1990, y por tanto, se pudo afirmar que la relación existente entre la renta y los tipos de hogares tuvo un comportamiento que dista de ser sencillo.

En este capítulo también se estudió la distribución de la renta de las madres y la de los hijos, así como los cambios principales ocurridos en ambas distribuciones durante dicho período. Las rentas de las madres y de los hijos crecieron, especialmente la de las madres, lo que provocó una ganancia en términos relativos, respecto a sus hijos. Además se produjo un aumento en la desigualdad de la distribución de la renta de los hijos; aumento que fue acompañado de una reducción en la desigualdad para el caso de las madres. Esto supuso que no sólo mejoraran más las madres que los hijos, sino que las madres pobres se beneficiaran especialmente del cambio.

Cuando se consideran estos hechos conjuntamente, es razonable plantear que la evolución de las rentas determinó, al menos parcialmente, la evolución de los tipos de hogares.

Capítulo 4

El papel de la renta en la determinación de los tipos de hogares de las mujeres mayores

4.1 Introducción

Este capítulo proporciona las respuestas a dos preguntas importantes: primera, cuál es la relevancia de la variable renta en la determinación de los tipos de hogares de las mujeres mayores viudas y de sus hijos; y, segunda, cuál es la fracción del cambio en la distribución de los tipos de hogares que puede ser atribuida a los cambios de las rentas de madres e hijos, durante el mismo período (1970-1990).

Los tipos de hogares de los individuos mayores y sus hijos adultos han atraído el interés de muchos investigadores de diferentes áreas, especialmente de sociólogos y demógrafos ¹.

¹Los trabajos de Palloni (2000) y Schafer (1999) son dos buenos referentes de las investigaciones que se han desarrollado.

Los tipos de hogares son determinantes, en gran medida, del bienestar de los individuos. En el caso de las personas mayores afectan, entre otros aspectos, a su nivel de vida, a su salud, relaciones sociales, al sentimiento de aislamiento o de protección y a su actitud sobre el valor y disfrute de la vida.

Además, el lugar de residencia condiciona, de manera significativa, el tipo de cuidados o asistencia que los individuos mayores reciben. Los individuos que viven con sus hijos o familiares, normalmente obtienen servicios por parte de éstos. Sin embargo, los que viven solos son atendidos cada vez más por el Estado, a través de programas públicos desarrollados a tal efecto. En la actualidad, este hecho, junto al crecimiento de la proporción de los mayores que viven solos, ha motivado el surgimiento de un debate en torno a la aparente sustitución de la asistencia tradicional por la asistencia pública suministrada por organismos del Estado.

En consecuencia, bien para poder valorar el bienestar de los individuos mayores en los últimos años, o bien para tener alguna medida de la presión que pueden ejercer sus nuevas demandas en el gasto público, es necesario: primero, determinar los factores claves en la formación de los tipos de hogares y, segundo, identificar aquéllos que han sido detonantes, en gran medida, del cambio de su distribución.

Este capítulo, como se mencionó con anterioridad, se centra en la cuantificación, exclusivamente, del papel que la variable renta ejerce en tales objetivos y, para ello, se utilizan los resultados obtenidos en el Capítulo 3. Los restantes (posibles) factores se analizan en el Capítulo 5, en el que se considera su importancia y se cuantifican sus aportaciones a la explicación de los fenómenos observados.

Como se comentó en el Capítulo 3, la razón de estudiar la variable renta independientemente de otras se debe al trato diferenciado que, tradicionalmente, ha recibido en la literatura relativa a los tipos de hogares. Los resultados que se obtuvieron en dicho capítulo indican que la relación existente entre la renta y los tipos de hogares de las mujeres viudas y sus hijos está lejos de ser lineal. Al contrario, una vez calculadas las distribuciones conjuntas

de la renta y los tipos de hogares para los años 1970 y 1990, se comprobó que los patrones no eran monótonos, tanto en la renta de las madres, como en la de los hijos. Esto contrasta con los resultados que se han obtenido en la literatura. Respecto al cambio producido en la distribución de los tipos de hogares en el período de tiempo considerado, se observó que había una conexión entre los cambios producidos en las rentas de los individuos y los producidos en dicha distribución. Los incrementos en la renta de madres e hijos fueron acompañados por el crecimiento de la fracción de individuos que viven solos en todos los grupos. No obstante, al igual que los incrementos de la renta, este crecimiento no fue uniforme, y esto se traduce en la idea de que el efecto de la renta no sólo puede ser importante en términos absolutos, sino también en términos relativos.

Las investigaciones que se han realizado en la literatura ilustran, de alguna manera, el papel que tiene la renta en la formación de los tipos de hogares. En el Capítulo 3 se han comentado las más relevantes. Sin embargo, esas investigaciones consisten en trabajos estadísticos o econométricos basados, en su mayor parte, en regresiones lineales que no reflejan cuál es el mecanismo que subyace en las observaciones. En otras palabras, tales trabajos no explican las razones que justifican el hecho de alcanzar unos resultados en lugar de otros. Además, la decisión de los tipos de hogares es una decisión explícita de los miembros de una familia y, como tal, depende de las circunstancias que la envuelven. Cuando el entorno se modifica, como es el caso de los cambios en la distribución de las rentas de las madres y de los hijos en el período considerado (1970-1990), las extrapolaciones mecánicas pueden resultar inapropiadas para reflejar las respuestas de los individuos. Esta afirmación es especialmente relevante para la investigación que se desarrolla en esta investigación pues, durante los años seleccionados los cambios que se han producido son bastante significativos, mostrando unas propiedades particulares: un crecimiento de todas las rentas, aunque mayor para las mujeres viudas, junto a un incremento en la dispersión de la renta para los hijos y a una reducción en la dispersión de la renta de las madres.

Con el fin de entender adecuadamente los efectos de todos estos cambios sobre la dis-

tribución de los tipos de hogares es necesario conocer cómo los individuos determinan los tipos de hogares. Para ello, es preciso construir de modelos que incorporen las variables relevantes, además de realizar una estimación estructural de los parámetros implicados. Los modelos deben recoger, fundamentalmente, el hecho de que tanto las madres como los hijos deciden los tipos de hogares y que, por tanto, las rentas de ambos son las variables principales, además de otras características de los mismos. En este capítulo se formalizan modelos basados únicamente en las rentas de los individuos. La calidad de la estimación de los mismos es el criterio seguido para elegir las especificaciones de las preferencias de los individuos y el resto de elementos que explican mejor el comportamiento de los mismos. Utilizando el mejor de los modelos estimados para 1970 se predicen los cambios para 1990 y se demuestra que ese modelo es también bastante apropiado para predecir dichos cambios. En el Capítulo 5 se exploran otras características de los hijos que pueden condicionar la formación de los tipos de hogares; entre ellas, se hace especial hincapié en el estado civil de los hijos.

En los modelos construidos, los individuos tienen que decidir entre vivir solos o vivir juntos. Las madres y sus hijos toman conjuntamente la decisión. Para ello realizan esfuerzos que son costosos en términos de utilidad, y que determinan la probabilidad de alcanzar un resultado u otro. Si los individuos viven juntos, obtienen ganancias en el consumo debido a la existencia de economías de escala y, además, pueden obtener directamente una utilidad intrínseca de esta situación. Estos elementos constituyen un escenario que se denomina modelo básico. A continuación, se modifican algunos supuestos y se construyen diferentes versiones del modelo básico.

Para identificar los modelos (relacionados con la distribución conjunta de la renta de madres e hijos), y estimar los parámetros correspondientes a 1970, se utilizan las propiedades de los datos obtenidos en el capítulo anterior. Cuando se estiman las diferentes versiones que se generan a partir del modelo básico se comprueba que, a pesar de aumentar el número de parámetros y de estar prácticamente identificados, la calidad de la estimación aumenta ligeramente con respecto a la del modelo básico. En este sentido, el modelo básico es

considerado como el mejor de todos. Una vez seleccionado, se obtienen las predicciones del modelo sobre la distribución conjunta de la renta y de los tipos de hogares de las madres y los hijos para 1990 y se comprueba que este modelo predice bastante bien. En concreto, en la estimación de la distribución conjunta de tipos de hogares y rentas de 1970 se produce un error total del orden de 0.00283. Asimismo, el modelo explica más del 75% del cambio total en la distribución de hogares que se produce entre 1970 y 1990. Para finalizar, se descompone el cambio total entre los diversos tipos de renta y se observa que la renta relativa es un elemento clave.

Los resultados más importantes son los siguientes. En primer lugar, se demuestra que la renta es un factor importante en la determinación de los tipos de hogares. De hecho, modelos muy simples explican muy bien los patrones observados en 1970. Y, en segundo lugar, los cambios en la renta desde 1970 a 1990 explican, además, la gran magnitud del incremento en la fracción de mujeres viudas que viven solas.

El capítulo se organiza del siguiente modo. En la Sección 4.2 se establece el modelo básico. Primero se definen los elementos generales que subyacen a todos los modelos y posteriormente, se explican los factores que son específicos del modelo básico. En la Sección 4.3 se describen las diferentes versiones generadas a partir del modelo básico. A continuación, en la Sección 4.4 se explica el procedimiento de estimación empleado y se presentan los resultados de todos los modelos. En la Sección 4.6 se realizan las predicciones, para 1990, con los mejores modelos estimados para 1970. En la Sección 4.7 se descompone el cambio de la renta de varias maneras y se determina cuáles son los elementos que explican, en mayor medida, el cambio que se produce en la distribución de los tipos de hogares. Por último, la Sección 4.8 refleja las principales conclusiones que se derivan del análisis y en el Apéndice se presentan algunos resultados de las estimaciones de los modelos.

4.2 El Modelo Básico

En esta sección se describe el modelo básico, en el que las únicas características de las madres y los hijos que se consideran son las rentas, descartando cualquier otro tipo de variable y, en el que, además, las madres y los hijos tienen preferencias no altruistas.

El modelo básico responde al objetivo de construir el modelo más sencillo e intuitivo posible y de valorar en qué medida es capaz de explicar los hechos que se han observado en relación a la distribución de los tipos de hogares.

En esta sección se establecen los elementos que son comunes a todos los modelos y, a continuación, aquéllos que son propios del modelo básico. En la siguiente sección se relajan los supuestos del modelo básico y se describen todas las variantes del mismo que se han considerado en esta investigación.

4.2.1 Los elementos comunes a todos los modelos

En la economía considerada existen muchos pares de individuos compuestos por una madre, que se denota por m , y su hijo, denotado por s . Se supone que cada madre sólo tiene un hijo, con el que puede estar conviviendo o no.

Las madres y los hijos tienen preferencias sobre el consumo, denotado por c , sobre el esfuerzo, denotado por e , y sobre los tipos de hogares: si viven juntos, se denota por T , y si viven solos, se denota por A . Además, difieren únicamente en sus preferencias, y en su renta.

La preferencia directa por los tipos de hogares obedece al hecho de recoger la idea que, tradicionalmente, se ha establecido en la literatura relativa a los tipos de hogares, en la que se supone que las madres tienen una cierta preferencia por vivir solas. En los modelos que

se desarrollan en esta sección se estiman dichas preferencias. En concreto, en el modelo básico se considera únicamente el caso de las madres, mientras que, en algunas versiones del mismo, se estima también las preferencias de los hijos.

Los patrones de consumo dependen de la renta. Si los agentes viven juntos, entonces los patrones de consumo son equivalentes a los del conjunto del hogar (los mismos para todos) y éstos, además, no se podrán variar o renegociar. Por tanto, el consumo es un bien de uso conjunto. Si viven solos, las madres y los hijos consumen su renta y no realizan transferencias de consumo o de utilidad entre ellos.

El elemento central del modelo es la decisión de los tipos de hogares, es decir, la elección entre convivir o, por el contrario, vivir independientemente. En el modelo se establece como supuesto que el resultado de tal decisión es probabilístico. Sin embargo, las madres y los hijos pueden modificarlo en el intento de alcanzar la alternativa que más les interesa. Para ello tendrán que realizar esfuerzos que son costosos en términos de utilidad.

Los esfuerzos consisten en actividades costosas que los agentes emprenden con el fin de obtener los resultados que desean. En este sentido, los agentes no eligen unilateralmente si viven juntos o no. No obstante, un individuo siempre puede alcanzar el resultado que más desea con el coste suficiente en términos de utilidad. Los agentes no toman decisiones en vano; al contrario, cuando un agente decide el esfuerzo que va a invertir para lograr su mejor opción, está teniendo en cuenta la decisión que ha tomado el otro. De esta manera, los agentes se comportan estratégicamente; comportamiento que se refleja en sus funciones de reacción.

La elección de analizar los tipos de hogares de esta manera se basa en el trabajo de Regalia y Ríos-Rull (1998). Ésta no es la consideración que tradicionalmente han recibido en la literatura, en la que se asume que, para vivir juntos, se tiene que producir un acuerdo entre las dos partes involucradas, y se emplea el procedimiento típico en el que los dos lados implicados realizan ofertas del tipo "tómalo o déjalo", tal y como sugieren, entre otros, Dunn

y Phillips (1998).

La aproximación escogida obedece, fundamentalmente, a dos razones. La primera es técnica y se refiere a la calibración. El hecho de que sea necesario un acuerdo entre los individuos para posibilitar que vivan juntos, complica de forma notable el proceso de estimación. En este caso, los resultados de equilibrio serían unas funciones discontinuas de los parámetros y esto plantearía serios problemas computacionales. La segunda razón es teórica. Se considera que es más apropiado aproximar la decisión de los tipos de hogares, como un proceso en el que las dos partes puedan influir en el resultado, en lugar de un mecanismo en el que una de las partes plantea una oferta y obtiene todas las ganancias de los tipos de hogares.

Los modelos que se plantean en ésta y en la siguiente sección son lo suficientemente flexibles para poder reflejar diferentes actitudes hacia el consumo, a través del uso de diferentes tipos de economías de escala y de diferentes acuerdos entre los individuos que comparten el mismo hogar.

La utilidad de una madre que vive con su hijo se denota por $u_m(c, e, T)$, mientras que si vive sola se denota por $u_m(c, e, A)$. De forma análoga, para el caso de un hijo se tiene $u_s(c, e, T)$ y $u_s(c, e, A)$. Madre e hijo tienen que determinar su esfuerzo óptimo. En este contexto, el concepto natural de equilibrio es el equilibrio de Nash y, por tanto, será el que se utilice para la obtención de los esfuerzos. Dadas las respectivas rentas, madres e hijos eligen sus esfuerzos teniendo en cuenta la decisión de esfuerzo que ha realizado el otro agente y cómo el consumo depende de los tipos de hogares.

- **El problema de las madres**

De acuerdo con lo anterior, se puede expresar el problema al que se enfrenta una madre

de la siguiente manera:

$$\max_{e_m} p_A(e_m, e_s) u_m[y_m, e_m, A] + [1 - p_A(e_m, e_s)] u_m[\phi_m(y_m, y_s), e_m, T] \quad (4.1)$$

donde $p_A(e, e_s)$ es la probabilidad de vivir sola cuando el esfuerzo de la madre es e y el del hijo es e_s , y donde $\phi_m(y_m, y_s)$ es el consumo efectivo de una madre con una renta y_m que vive con su hijo de renta y_s .

• El problema de los hijos

De manera similar, el objetivo de un hijo es resolver el siguiente problema:

$$\max_{e_s} p_A(e_m, e_s) u_s[\phi_A(y_s), e_s, A] + [1 - p_A(e_m, e_s)] u_s[\phi_T(y_m, y_s), e_s, T] \quad (4.2)$$

donde $\phi_A(y_s)$ denota las economías de escala que afectan a los hogares en los que el hijo vive solo, y donde se utiliza $\phi_T(y_m, y_s)$ para denotar el consumo efectivo de un hijo que está viviendo con su madre. Por tanto, la única diferencia con respecto al problema de la madre es que se considera la posibilidad de que existan economías de escala en el hogar del hijo ($\phi_A(y_s)$) cuando éste vive solo. Se refleja, así el hecho de que el hijo puede estar casado o viviendo con más personas.

• El equilibrio de Nash

Para funciones u and p_A elegidas apropiadamente, el problema de los individuos es estrictamente cóncavo y su solución viene determinada por la condición de primer orden. Las condiciones de primer orden para una madre y para un hijo son respectivamente:

$$0 = \frac{\partial p_A(e_m, e_s)}{\partial e_m} [u_m[y_m, e_m, A] - u_m[\phi_m(y_m, y_s), e_m, T]] + \frac{\partial u_m[y_m, e_m, A]}{\partial e_m} p_A(e_m, e_s) + \frac{\partial u_m[\phi_m(y_m, y_s), e_m, T]}{\partial e_m} [1 - p_A(e_m, e_s)] \quad (4.3)$$

$$0 = \frac{\partial p_A(e_m, e_s)}{\partial e_s} [u_s[\phi_A(y_s), e_s, A] - u_s[\phi_T(y_m, y_s), e_s, T]] + \frac{\partial u_s[\phi_A(y_s), e_s, A]}{\partial e_s} p_A(e_m, e_s) + \frac{\partial u_s[\phi_T(y_m, y_s), e_s, T]}{\partial e_s} [1 - p_A(e_m, e_s)] \quad (4.4)$$

Un equilibrio de Nash no es más que una solución a este sistema de ecuaciones. Como la renta difiere entre las madres y entre sus hijos, se especifica el equilibrio como un par de funciones $e_m(y_m, y_s)$ y $e_s(y_m, y_s)$, que reflejan los esfuerzos de la madre y del hijo cuando sus rentas son, respectivamente, y_m y y_s . Debido a la existencia de un gran número de individuos, la fracción de madres que vive sola respecto al total de pares formados por las rentas y_m y y_s está determinada por $p_A[e_m(y_m, y_s), e_s(y_m, y_s)]$.

Los modelos de este tipo pueden tener múltiples equilibrios debido a la existencia de complementariedades. Esencialmente, esto significa que si un agente realiza un gran esfuerzo entonces el otro agente tiene incentivos a realizarlo también. Esto puede evitarse con la utilización de formas funcionales construidas con la suficiente convexidad. En ninguna de las especificaciones consideradas en este trabajo se encontró algún indicio de multiplicidad.

En este modelo, una descripción de la sociedad consiste únicamente en caracterizar la distribución conjunta de rentas de las madres y los hijos, y la fracción de madres que viven solas, para cada par de rentas.

Los diversos modelos que se analizan en esta investigación difieren en las especificaciones de las funciones que se han descrito previamente, que son: las funciones de esfuerzo, las funciones de utilidad y las funciones que transforman el gasto en consumo realmente disfrutado, incorporando los rendimientos crecientes a escala de ciertos tipos de hogares.

4.2.2 Los elementos específicos del Modelo Básico

En el modelo básico, la parte de la función de utilidad que depende del consumo se define como una función logarítmica del consumo menos una constante, que puede ser positiva o negativa. Esta constante refleja la existencia de consumos mínimos positivos o negativos que afectan a la manera en que las madres y los hijos perciben la utilidad marginal. Un consumo mínimo negativo indica que el grado de aversión al riesgo es pequeño, mientras que si fuera positivo indicaría lo contrario. Estas dos constantes, \bar{c}_m y \bar{c}_h , constituyen los dos primeros parámetros del modelo.

En este modelo, a las madres les afecta el hecho de estar viviendo con sus hijos directamente, y se refleja en su función de utilidad. A los hijos, por el contrario, el hecho de vivir juntos o no, únicamente les influye a través del efecto indirecto que cualquiera de esas situaciones tiene sobre el consumo. La forma funcional, que describe cómo contribuye el esfuerzo a determinar la probabilidad de vivir solos, se especifica en la ecuación 4.5, en la que se observa que p_A depende, exclusivamente, del parámetro, ρ .

$$p_A = \frac{\exp(e_m + e_s)}{\exp(e_m + e_s) + \rho \exp^{-(e_m + e_s)}} \quad (4.5)$$

La función anterior es similar a la que consideran Regalia y Ríos-Rull (1998). Su principal ventaja es que es una función continua, que toma como esfuerzos cualquier par de números reales y los transforma en una probabilidad. Además, es creciente en los esfuerzos y decreciente en ρ . Si ambas partes realizan un esfuerzo cero, entonces se obtiene una probabilidad de vivir solos que es igual $\frac{1}{1+\rho}$. Cuanto mayor sea ρ , mayor ha de ser el esfuerzo que deben realizar los agentes por vivir solos. También hay que señalar que, aunque aparentemente los esfuerzos de ambos agentes son tratados de manera simétrica, en realidad no va a ocurrir así, puesto que las funciones de costes de madres e hijos, en términos de utilidad, son diferentes. Esto provoca que ambos tipos de esfuerzos no produzcan, precisamente, los mismos efectos

sobre la probabilidad de vivir de forma independiente.

Con respecto a las economías de escala, el tratamiento seguido es el lineal estándar (como los pesos ponderados de la OCDE): por un lado, $\phi_A(y_s) = \frac{y_s}{\gamma-0.7}$ y, por otro, $\phi_T(y_m, y_s) = \frac{y_m+y_s}{\gamma}$, siendo γ las escalas de equivalencia a estimar. Como se comentó anteriormente, se recoge la posibilidad de que los hijos vivan con otras personas y, por tanto, que en sus hogares existan economías de escala aún cuando viven solos. Para simplificar, las economías de escala se miden a partir de las que surgen en el caso en que ambos agentes vivan juntos, descontando a la madre (acorde a la estimación de la OCDE) cuando viven solos. Por tanto, aparece un parámetro más, γ , que se añade a los tres anteriores.

Además, las madres obtienen utilidad por vivir con sus hijos en una cuantía η_m . Esta magnitud puede ser negativa, implicando una desutilidad para la madre por vivir en el mismo hogar que su hijo. En consecuencia, η_m sería el quinto parámetro.

El esfuerzo que realizan los agentes para tratar de modificar la probabilidad de vivir solos genera una desutilidad. La desutilidad se plantea como una función que depende del esfuerzo de la siguiente manera: $-\alpha_m e_m^2$, para las madres y $-\alpha_s e_s^2$, para los hijos. Tanto α_m como α_s , son parámetros positivos. De esta forma, estas funciones de desutilidad son convexas, lo que se traduce en que cuanto mayor es el esfuerzo que realiza un agente, mayor es la desutilidad marginal asociada. Por tanto, la especificación de estas funciones genera dos nuevos parámetros: α_m y α_s .

De acuerdo con todo lo anterior, la función de utilidad de una madre viene expresada por

$$u_m = -\alpha_m e_m^2 + p_A(e_m, e_s) \log(y_m - \bar{c}_m) + [1 - p_A(e_m, e_s)] \left[\log\left(\frac{y_m + y_s}{\gamma} - \bar{c}_m\right) + \eta_m \right] \quad (4.6)$$

mientras que la del hijo es

$$u_s = -\alpha_s e_s^2 + p_A(e_m, e_s) \log \left(\frac{y_s}{\gamma - 0.7} - \bar{c}_s \right) + [1 - p_A(e_m, e_s)] \log \left(\frac{y_m + y_s}{\gamma} - \bar{c}_s \right) \quad (4.7)$$

Todo esto implica que el modelo básico queda determinado por siete parámetros: dos constantes en el consumo, \bar{c}_m y \bar{c}_s ; dos costes para los esfuerzos, α_m y α_h ; un parámetro en la función de la probabilidad de vivir solos ρ ; y un parámetro que determina las economías de escala, γ .

4.3 Variantes del Modelo Básico

En esta sección se presentan otros modelos alternativos al modelo básico. En realidad, todos estos modelos son variantes del modelo básico puesto, que surgen a partir de la modificación de algunos de sus elementos, tanto específicos como generales, manteniendo los restantes inalterados. De esta manera, para evitar una repetición innecesaria en la descripción de la especificación de cada uno de los modelos resultantes, únicamente se recogerán las diferencias existentes entre éstos y el modelo básico.

Los diferentes modelos que se exploran en esta sección incluyen la posibilidad de que la madre, el hijo o ambos, obtengan utilidad, de una manera directa, de los tipos de hogares y de que las preferencias de uno o de los dos agentes, sean altruistas. También se consideran formas funcionales alternativas de la función que transforma los esfuerzos de los agentes en el resultado de la decisión de los tipos de hogares (ecuación 4.5). Con esto se pretende recoger la posibilidad de que existan diferencias en la efectividad de los esfuerzos realizados por ambos agentes sobre la probabilidad de vivir solos.

Todas estas variantes del modelo básico dan lugar a ocho nuevos modelos, de entre siete y nueve parámetros a estimar. A continuación, se describe, de forma resumida, los rasgos

que definen a cada uno de ellos. Para facilitar el análisis posterior, los modelos se numeran y se etiquetan acorde al número asignado. Se comienza por el modelo dos, asumiendo que el modelo básico es el modelo uno.

Modelo 2: Los hijos valoran los tipos de hogares, las madres no. Este modelo difiere del modelo básico en el hecho de que los tipos de hogares entran directamente en la utilidad del hijo y no en la de la madre. Por tanto, el término η^m desaparece de la ecuación (4.6) y se añade η^h en la función de utilidad del hijo, en la ecuación (4.7). Este modelo también tiene siete parámetros.

Modelo 3: Madres e hijos valoran los tipos de hogares. Este modelo es la unión de los dos modelos anteriores y, por tanto, tiene ocho parámetros.

Modelo 4: Madres e hijos valoran los tipos de hogares, las madres también valoran el bienestar de sus hijos. Este modelo es como el modelo previo aunque incluye un nuevo elemento. En la función de utilidad de la madre ahora aparece la utilidad de su hijo multiplicada por un parámetro, φ^m , que mide el grado de altruismo de la madre. Este es un modelo de nueve parámetros.

Modelo 5: Madres e hijos valoran los tipos de hogares, los hijos también valoran el bienestar de sus madres. Éste es el caso simétrico al modelo anterior. Ambos agentes obtienen utilidad de los tipos de hogares y la función de utilidad del hijo tiene un término nuevo, que es la utilidad de la madre ponderada por φ^h . Por tanto, también es un modelo de nueve parámetros.

Modelo 6: Las madres valoran los tipos de hogares, los hijos también valoran el bienestar de sus madres. Este modelo es exactamente igual al modelo previo excepto en un elemento. Ahora los hijos no valoran los tipos de hogares. También se podría entender como el modelo básico al que se añade el término que expresa el altruismo por parte de los hijos. Este modelo tiene ocho parámetros.

Modelo 7: Las madres valoran los tipos de hogares, madres e hijos son altruistas. En este modelo las madres valoran los tipos de hogares y sus hijos no. Además, madres e hijos son altruistas. Este modelo tiene nueve parámetros.

Modelo 8: Modelo básico con una función diferente de la probabilidad de vivir solos. Este modelo difiere del modelo básico en la función que determina la probabilidad de vivir solos. Ahora, la función que se plantea está centrada en 0.5 (si las dos partes realizan un esfuerzo igual a cero la probabilidad de vivir solos es 0.5, puesto que $\rho = 1$). Sin embargo, en este caso se recoge el hecho que los agentes posean diferentes habilidades para alterar la probabilidad de vivir solos. La nueva función de la probabilidad de vivir solos es:

$$p_A(e_m, e_h) = \frac{\exp(e_m + \rho_1 e_h)}{\exp(e_m + \rho_1 e_h) + \exp^{-(e_m + \rho_1 e_h)}} \quad (4.8)$$

Modelo 9: Modelo básico con una función de la probabilidad de vivir solos de dos parámetros. El último modelo es otra variación del modelo básico en la función que transforma los esfuerzos en la probabilidad de vivir solos. La diferencia es que, en este caso, la función que determina la probabilidad de vivir solos es una función de dos parámetros, que permite que la probabilidad se centre en el valor $\frac{1}{1+\rho}$ y que exista un efecto diferenciado en los esfuerzos de la madre y de su hijo. La nueva función queda de la siguiente forma:

$$p_A(e_m, e_h) = \frac{\exp^{(e_m + \rho_1 e_h)}}{\exp^{(e_m + \rho_1 e_h)} + \rho \exp^{-(e_m + \rho_1 e_h)}} \quad (4.9)$$

4.4 Estimación de los modelos en 1970

El objetivo de esta sección es obtener el valor de los parámetros de todos los modelos descritos en las secciones anteriores a partir de los datos de 1970. El método de estimación que se utiliza es una versión del Método Generalizado de los Momentos (MGM). La manera de proceder se basa en la construcción de diferentes pares de madres e hijos, con diferentes niveles de renta, que sean capaces de replicar las fracciones de pares que viven solos de los datos. Los resultados de la estimación se comentan por separado para cada uno de los modelos.

4.4.1 El procedimiento de estimación

La estrategia diseñada para hallar los valores de los parámetros es la misma en cada uno de los modelos y, se resume en tres pasos. Primero, se define un número elevado de pares de madres e hijos, indiciados por sus respectivas rentas. Seguidamente, se soluciona en cada uno de ellos los correspondientes equilibrios para diferentes vectores de parámetros. Y, finalmente, se obtienen los parámetros que determinan el conjunto de errores de menor tamaño y, a la vez, permiten generar la fracción de mujeres viudas que viven solas de los datos. Esto último implica el establecimiento de una restricción sobre el conjunto de parámetros factibles, puesto que se fuerza al modelo para que genere una fracción de mujeres viudas que viven solas exactamente igual a la que se observa en los datos ².

²Como se comentó previamente en la introducción, uno de los objetivos de este capítulo consiste en cuantificar el papel de los cambios de la renta en la determinación de los tipos de hogares de 1990. En otras

La métrica que se utiliza para calcular la precisión o la calidad de los modelos es la suma de las diferencias, al cuadrado, entre las fracciones de madres que viven solas generadas por el modelo y las observadas en los datos, para cada uno de los dieciséis grupos. Dicha suma se pondera por la distribución conjunta de las características de las madres y los hijos.

Los modelos considerados en este capítulo se fundamentan, exclusivamente, en las rentas de los individuos. Esto provoca que la distribución conjunta de las características de las madres y los hijos se traduzca en la distribución conjunta de la renta y, por tanto, en que los pesos utilizados para ponderar los errores de cada grupo de renta sean los tamaños relativos de los mismos, es decir, las frecuencias de la distribución conjunta de la renta. En relación a este aspecto, hay que recordar que, debido a la persistencia intergeneracional de la renta, los grupos compuestos por madres e hijos con un nivel de renta similar tienen un tamaño mayor y a éstos, en consecuencia, les corresponde un peso superior.

En el Capítulo 3, a partir del AHEAD 93, se obtuvo la distribución conjunta de la renta de las madres y de los hijos y, además, se estableció el supuesto de que esta distribución permaneció inalterada durante el período considerado (desde 1970 hasta 1990). En concreto, para representar la función de densidad se contruyó un histograma bidimensional con cuatro grupos de renta diferentes³. Las fracciones de madres e hijos de cada grupo se representaron por $P_{i,j}$, donde i hace referencia al tipo-renta del hijo y j al de la madre. En el Capítulo 3, a

palabras, se desea averiguar cuál o cuáles de todas las dimensiones en las que varían las rentas durante el período considerado explican, en mayor medida, el cambio experimentado en la distribución de los tipos de hogares. El procedimiento para analizar estos hechos es sencillo. Primero, se estiman los modelos en 1970 y, a continuación, con el mejor de ellos se realiza la predicción para 1990. Una vez que se ha calculado el cambio de la distribución a partir de la predicción del modelo, es posible realizar su descomposición en los factores que lo originan. El hecho de que el modelo reproduzca (en el agregado) la fracción de mujeres viudas real que viven solas, permite valorar la calidad de la estimación de una manera más cómoda, y descomponer mejor el cambio producido. En el hipotético caso que las rentas explicaran la totalidad del cambio, la predicción resultante sería igual al dato de 1990, 75.3%. Si se partiera de otra situación en 1970, el modelo no predeciría exactamente el 75.3%. Lo mismo ocurre cuando se descompone el cambio. Partiendo de un nivel en 1970 como el de los datos, 62%, es más sencillo agregar los porcentajes del cambio que explican cada uno de los factores. Sin embargo, hay que mencionar que cuando se elimina esta restricción en la estimación, los resultados prácticamente no difieren de los obtenidos previamente y la fracción de mujeres viudas que viven solas se parece bastante a la observada en los datos de 1970.

³Los detalles están descritos en Sección 3.5 del Capítulo 3 (Tabla 3.4).

través del proceso de imputación, se obtuvo también la fracción de madres que vivían solas para cada uno de los dieciséis grupos, que fue denotada por $A_{i,j} \forall i, j$. Toda esta información se reflejó en la Tabla 3.5 del capítulo anterior.

A continuación, se explicita formalmente el procedimiento de estimación que se acaba de describir. Sea θ un vector de parámetros que especifica completamente el modelo particular que se está estimando. La fracción que se observa en los datos de madres e hijos del grupo i, j que viven solos se denota por $A_{i,j}^D$, donde el superíndice D hace referencia a los datos, mientras que las asignaciones de equilibrio de la economía que representa el modelo, es decir, las fracciones de equilibrio de madres e hijos que viven solos en una economía especificada por el vector de parámetros θ , se denotan por $A_{i,j}^M(\theta)$, $\forall i, j$. Con estos elementos, el criterio seguido para realizar las estimaciones se puede expresar como:

$$\min_{\theta} \quad \sum_{i,j} P_{i,j} (A_{i,j}^D - A_{i,j}^M)^2 \quad (4.10)$$

$$\text{s.a.} \quad 0.620 = \sum_{i,j} P_{i,j} A_{i,j}^M \quad (4.11)$$

Hay que recordar que la restricción de este problema (ecuación 4.11), recoge el hecho de que la fracción agregada de los pares que viven solos generados por el modelo tiene que ser igual a la fracción que se observa en los datos. Esto será importante para analizar, posteriormente, los efectos agregados de una variedad de cambios. Los supuestos que se han establecido en los modelos de las secciones anteriores ocasionan que la función objetivo sea continua y, por tanto, que el problema planteado se pueda resolver computacionalmente sin demasiadas complicaciones.

4.5 Resultados de la estimación

A continuación, se presentan los resultados de las estimaciones de cada uno de los nueve modelos. Las estimaciones se realizaron con los datos de 1970 que se calcularon en el capítulo anterior, es decir, con la distribución conjunta de la renta de madres e hijos y las rentas de cada uno de los grupos.

Para todos los modelos se muestran las asignaciones de equilibrio resultantes y únicamente para el modelo básico se presentan los estimaciones de los parámetros (la Tabla 4.17 del Apéndice 4.9 recoge los valores del resto de los modelos). Junto a las predicciones de los modelos, también se calcula una medida de la calidad o de la precisión de las mismas, que es la suma ponderada de los errores al cuadrado, definida en la subsección anterior.

4.5.1 Estimación del Modelo 1 (Modelo Básico)

El objetivo de este apartado consiste en examinar la capacidad del modelo básico para replicar las propiedades de la distribución de los tipos de hogares de las mujeres viudas y sus hijos en 1970. En el Capítulo 3 se parametrizó la distribución conjunta de la renta de las madres y los hijos considerando cuatro niveles de renta para ambos individuos, lo que produjo dieciséis grupos diferentes y, por tanto, dieciséis observaciones. Mientras, el modelo básico se especificó con siete parámetros.

La Tabla 4.1 muestra las predicciones del modelo básico y la precisión del mismo medida a través del error total. Las cifras que están entre paréntesis reflejan las observaciones de los datos y las que están en negrita reflejan las predicciones del modelo.

Tabla 4.1: Predicción del Modelo 1 para 1970
Porcentaje de madres que viven solas

Error: 0.00283		Madres			
		0-25	25-50	50-75	75-100
Hijos	0-25	47.3 (49.4)	55.6 (50.1)	58.1 (57.6)	46.3 (48.8)
	25-50	48.9 (56.8)	67.3 (64.0)	72.6 (68.4)	78.8 (67.0)
	50-75	40.4 (31.7)	65.9 (68.1)	72.6 (69.2)	80.6 (84.7)
	75-100	23.8 (23.2)	56.9 (52.7)	68.6 (76.7)	80.9 (81.3)

Lo primero que se debe señalar es la sorprendente capacidad del modelo para replicar el patrón no lineal existente en los datos, en todas y cada una de las direcciones. El modelo captura el hecho que para el grupo de madres más pobres, si se incrementa la renta de los hijos, se produce una reducción en la probabilidad de que se vivan solos. También capta perfectamente la relación en forma de U invertida que aparece en el siguiente grupo de madres y, por último, el hecho de que para los grupos de madres que están en la mitad superior de la distribución, la fracción de las madres que viven solas crece con la renta de los hijos.

El modelo es igual de eficiente cuando se controla por el nivel de renta de los hijos. Las predicciones reflejan que, en el caso de los hijos más pobres, la fracción de los que viven solos es relativamente independiente del nivel de renta de la madre y que para el siguiente cuartil, un incremento en la renta de las madres implica un crecimiento de la fracción de los que viven solos, aunque en los datos el efecto es más suave del que predice el modelo. Finalmente, el modelo también es capaz de reflejar que, en los grupos de hijos de mayor nivel de renta, el aumento de la renta de las madres implica el crecimiento en la fracción de pares madre-hijo que viven solos.

Por todo lo anterior, se considera que el rendimiento del modelo básico es bastante

bueno, aun más cuando se tiene en cuenta que el modelo se especifica con un número de parámetros, siete, que es sensiblemente menor que el número de datos para los cuales se estima, dieciséis ⁴.

Tabla 4.2: Valores de los parámetros

Parámetros	Estimaciones
\bar{c}_m	-725.36
\bar{c}_s	22.49
ρ	3.97
α_m	0.14
α_s	0.11
η_m	-0.20
γ	33.90

La Tabla 4.2 muestra las estimaciones de los parámetros. Se observa que la constante que acompaña al consumo de la madre en la función de utilidad, \bar{c}_m , es negativa, indicando que las mismas no son muy aversas al riesgo, especialmente en niveles de consumo reducidos. Lo contrario ocurre para el caso de los hijos, con \bar{c}_s positivo, lo que hace suponer que la existencia de cónyuges e hijos tiene importantes consecuencias sobre la actitud del hijo hacia el consumo. También se observa, que en el caso que ninguno de los agentes realice esfuerzos, la probabilidad de vivir solos es 0.2, indicando que las madres y los hijos tienen que hacer esfuerzos para vivir juntos. Esto es una implicación de la elevada magnitud de ρ . El esfuerzo que realiza la madre parece ser ligeramente más costoso que el del hijo (pues $\alpha_m > \alpha_s$) y, además, la madre tiene una preferencia débil por vivir sola ($\eta_m < 0$). Finalmente, la estimación de las economías de escala revela que la contribución marginal de la madre en el hogar cuando viven juntos es muy pequeña. Si la madre pasa a vivir en el hogar del hijo, para que no se reduzca el consumo, tan sólo se requiere que su renta sea aproximadamente un 3% respecto a la del hijo, puesto que las economías de escala pasan de 33.2 a 33.9 cuando

⁴El modelo también se estimó para nueve observaciones, en lugar de dieciséis, considerando tres tipos de renta para las madres y los hijos, respectivamente. Los resultados fueron igual de satisfactorios y, además, los valores de los parámetros fueron muy similares a los del caso extendido.

viven juntos y, en este caso, lo que importa es el valor marginal.

La Figura 4.1 muestra las predicciones del modelo básico y las observaciones de los datos. Esta figura refleja, de manera clara y sintética, la precisión del modelo.

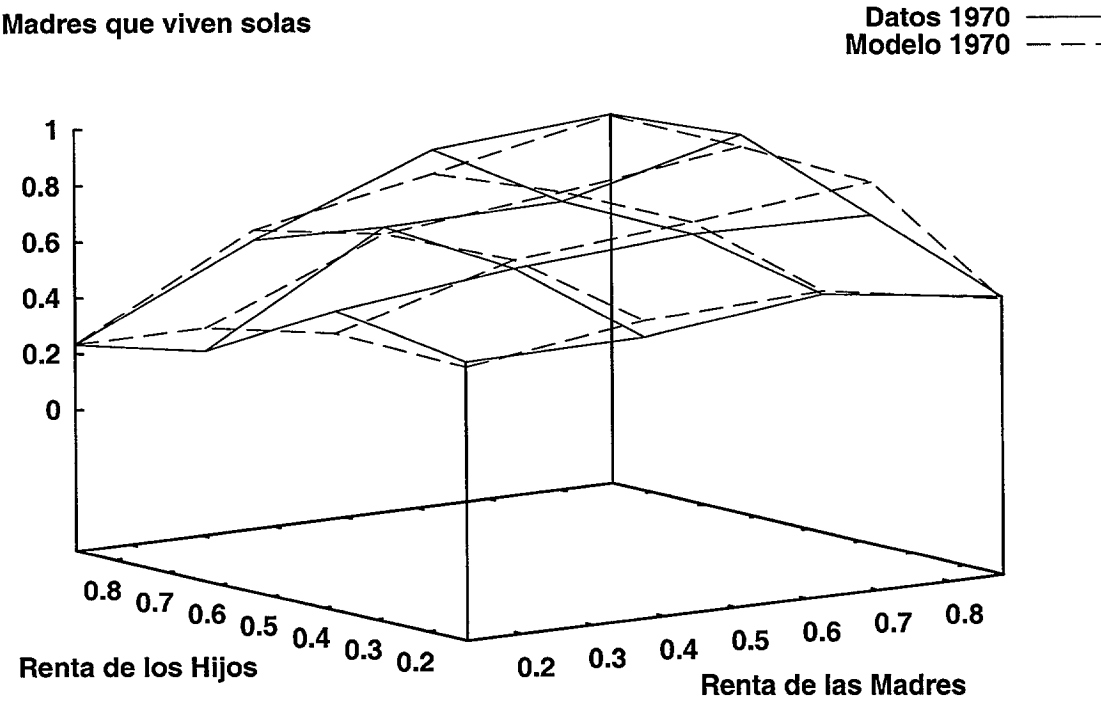


Figura 4.1: Fracción de mujeres viudas que viven solas en el modelo básico y en los datos, para 1970.

4.5.2 Estimación del Modelo 2 (los hijos valoran los tipos de hogares, las madres no)

La Tabla 4.3 muestra las predicciones y la precisión correspondientes al Modelo 2. Pese a que las predicciones de este modelo no son sensiblemente diferentes a las del Modelo 1, la precisión alcanzada con del Modelo 2 es inferior a la conseguida con el modelo anterior. Los valores de los parámetros también experimentan ligeros cambios (véase la Tabla 4.17), especialmente la constante relacionada con el consumo del hijo, cuyo valor aumenta. Las estimaciones muestran, además, que la preferencia por vivir solos (η) resulta mayor para el hijo que para la madre, aunque la diferencia sea leve.

Tabla 4.3: Predicción del Modelo 2 para 1970
Porcentaje de madres que viven solas

Error: 0.00317		Madres			
		0-25	25-50	50-75	75-100
Hijos	0-25	45.0 (49.4)	51.5 (50.1)	55.4 (57.6)	49.4 (48.8)
	25-50	49.8 (56.8)	68.5 (64.0)	73.9 (68.4)	80.4 (67.0)
	50-75	40.3 (31.7)	66.0 (68.1)	72.9 (69.2)	81.1 (84.7)
	75-100	24.8 (23.2)	55.0 (52.7)	67.4 (76.7)	80.3 (81.3)

4.5.3 Estimación del Modelo 3 (madres e hijos valoran los tipos de hogares)

Los resultados obtenidos a partir del Modelo 3 quedan recogidos en la Tabla 4.4. A diferencia de los dos modelos anteriores, este modelo contiene ocho parámetros. En este sentido es más rico que los anteriores y, por tanto, presenta mayores posibilidades de replicar los datos. Sin embargo, el incremento de la precisión con respecto al modelo básico es prácticamente inexistente (el cambio se observa a partir del séptimo decimal). De hecho, la estimación del parámetro que no aparece en el modelo básico, η^h , es 0.00, el valor que implícitamente se asume en el modelo básico. En consecuencia, la introducción simultánea de las preferencias directas por los tipos de hogares de la madre y su hijo no es, precisamente, una estrategia de modelización útil.

Tabla 4.4: Predicción del Modelo 3 para 1970
Porcentaje de madres que viven solas

Error: 0.00283		Madres			
		0-25	25-50	50-75	75-100
Hijos	0-25	46.9 (49.4)	55.5 (50.1)	58.1 (57.6)	47.1 (48.8)
	25-50	47.6 (56.8)	66.4 (64.0)	71.9 (68.4)	72.2 (67.0)
	50-75	39.1 (31.7)	64.8 (68.1)	71.8 (69.2)	80.0 (84.7)
	75-100	23.3 (23.2)	55.3 (52.7)	67.5 (76.7)	80.3 (81.3)

4.5.4 Estimación del Modelo 4 (madres e hijos valoran los tipos de hogares, las madres también valoran el bienestar de sus hijos)

En la Tabla 4.5 se muestran los resultados correspondientes al Modelo 4. A pesar de ser un modelo de nueve parámetros (pues incluye dos parámetros más que el modelo básico, φ^m y η^h), la estimación mejora muy poco. El error del modelo es 0.00275, mientras que el del modelo básico era 0.00283. Una característica favorable de este modelo es el parámetro referente al altruismo que resulta positivo.

Tabla 4.5: Predicción del Modelo 4 para 1970
Porcentaje de madres que viven solas

Error: 0.00275		Madres			
		0-25	25-50	50-75	75-100
Hijos	0-25	46.7 (49.4)	53.9 (50.1)	56.5 (57.6)	48.4 (48.8)
	25-50	49.0 (56.8)	65.9 (64.0)	71.2 (68.4)	77.9 (67.0)
	50-75	40.3 (31.7)	64.6 (68.1)	71.2 (69.2)	79.7 (84.7)
	75-100	20.7 (23.2)	55.9 (52.7)	67.3 (76.7)	79.9 (81.3)

4.5.5 Estimación del Modelo 5 (madres e hijos valoran los tipos de hogares, los hijos también valoran el bienestar de sus madres)

La Tabla 4.6 contiene las predicciones obtenidas a partir de la estimación del Modelo 5. Se observa que, a pesar de incorporar también nueve parámetros, las predicciones resultan ligeramente peores que las del modelo anterior y, por tanto, la ganancia es casi imperceptible si se compara con el modelo básico. Aunque el parámetro relativo al altruismo del hijo, φ^h , es positivo, su valor es excesivamente alto, al igual que el coste del esfuerzo de la madre, α^m , cuyo valor es mil veces superior al obtenido con los modelos anteriores. Estos hechos parecen indicar que la especificación correspondiente al Modelo 5 no explica, de manera aceptable, los datos.

Tabla 4.6: Predicción del Modelo 5 para 1970
Porcentaje de madres que viven solas

Error: 0.00281		Madres			
		0-25	25-50	50-75	75-100
Hijos	0-25	45.9 (49.4)	53.6 (50.1)	56.5 (57.6)	48.5 (48.8)
	25-50	48.1 (56.8)	66.4 (64.0)	72.1 (68.4)	79.0 (67.0)
	50-75	39.7 (31.7)	65.0 (68.1)	71.1 (69.2)	80.7 (84.7)
	75-100	23.1 (23.2)	55.6 (52.7)	67.9 (76.7)	81.0 (81.3)

4.5.6 Estimación del Modelo 6 (las madres valoran los tipos de hogares, los hijos también valoran el bienestar de sus madres)

El Modelo 6, cuyas estimaciones aparecen recogidas en la Tabla 4.7, contiene ocho parámetros y produce prácticamente las mismas predicciones que el Modelo 5. La razón es que el parámetro adicional que fue estimado en el Modelo 5, η^h , tenía un valor 0.00, que es el que, implícitamente, asume el Modelo 6. Por ello, tampoco resulta ser un buen modelo para explicar los datos.

Tabla 4.7: Predicción del Modelo 6 para 1970
Porcentaje de madres que viven solas

Error: 0.00281		Madres			
		0-25	25-50	50-75	75-100
Hijos	0-25	45.9 (49.4)	53.5 (50.1)	56.5 (57.6)	48.5 (48.8)
	25-50	48.1 (56.8)	66.3 (64.0)	72.0 (68.4)	79.0 (67.0)
	50-75	39.7 (31.7)	64.9 (68.1)	71.8 (69.2)	80.7 (84.7)
	75-100	23.2 (23.2)	55.6 (52.7)	67.9 (76.7)	81.0 (81.3)

4.5.7 Estimación del Modelo 7 (las madres valoran los tipos de hogares, madres e hijos son altruistas)

Las predicciones obtenidas a partir del Modelo 7 son idénticas a las resultantes de estimar el Modelo 6, que se mostraron en la Tabla 4.7. El motivo radica en que el parámetro adicional que incorpora el Modelo 7 respecto al Modelo 6, φ^m , tiene un valor igual a 0.00.

4.5.8 Estimación del Modelo 8 (Modelo básico con una función diferente de la probabilidad de vivir solos)

Este modelo es una versión del modelo básico en la que la función de la probabilidad de vivir solos distingue la habilidad de la madre de la del hijo, con el fin de modificar los resultados. Las predicciones aparecen recogidas en la Tabla 4.8. Se observa que este modelo, no sólo no mejora los resultados respecto al modelo básico, sino que implica, al contrario que aquél, un error mayor. Además, las estimaciones de algunos parámetros cambian considerablemente. Por ejemplo, la constante que acompaña a la variable correspondiente al consumo del hijo adopta un valor negativo. Por todo, se considera que el Modelo 8 no genera una buena estimación.

Tabla 4.8: Predicción del Modelo 8 para 1970
Porcentaje de madres que viven solas

Error: 0.00431		Madres			
		0-25	25-50	50-75	75-100
Hijos	0-25	47.0 (49.4)	52.4 (50.1)	55.0 (57.6)	46.1 (48.8)
	25-50	49.3 (56.8)	69.0 (64.0)	75.9 (68.4)	83.8 (67.0)
	50-75	42.1 (31.7)	67.9 (68.1)	76.5 (69.2)	85.8 (84.7)
	75-100	28.3 (23.2)	56.0 (52.7)	72.2 (76.7)	86.6 (81.3)

4.5.9 Estimación del Modelo 9 (Modelo básico con una función de la probabilidad de vivir solos de dos parámetros)

Aunque este modelo amplía el modelo básico con la introducción de un parámetro adicional en la función de la probabilidad de vivir solos, los resultados de la estimación son idénticos, ya que la estimación del parámetro adicional, ρ_1 , es 0.00.

4.5.10 Conclusiones de la estimaciones

En resumen, las estimaciones obtenidas a partir de los nueve modelos propuestos en este capítulo, con el objetivo de explicar la distribución de los tipos de hogares de las mujeres viudas y sus hijos, permiten afirmar que el modelo básico resulta ser el más adecuado para tal fin. Además, todas las variantes que se han construido a partir del mismo modelo básico generan, o bien peores resultados, o bien requieren parámetros adicionales que, aunque reducen el error total de las predicciones, no consiguen que la disminución del error sea superior a un 3%. En cualquier caso, la mejor alternativa al modelo básico es el Modelo 4, de nueve parámetros, en el que la madre y el hijo valoran los tipos de hogares y, además, la madre también valora el bienestar de su hijo.

A modo de conclusión, cabe afirmar que el modelo básico constituye el marco apropiado para analizar cuáles han sido las implicaciones que los cambios en la distribución de la renta han ocasionado, sobre los cambios de la distribución de los tipos de hogares durante el período 1970-1990.

4.6 Las predicciones del modelo para 1990

En esta sección se utiliza el modelo básico para cuantificar la importancia que tuvieron los cambios en la renta sobre el cambio experimentado por los tipos de hogares entre 1970 y 1990. Para lograr este objetivo no se ajusta el modelo para replicar los datos de 1990, como se hizo en la sección anterior, sino que se utiliza el modelo ya estimado en 1970. De esta manera, es posible valorar la calidad del modelo fuera de la muestra para la que fue estimado.

El análisis de los datos realizado en el Capítulo 3 permitió constatar que entre 1970 y

1990 tuvo lugar un incremento generalizado de la renta de los individuos, sobre todo en el caso de las madres. Simultáneamente, se produjo un incremento en la desigualdad de la distribución de la renta de los hijos; incremento que fue acompañado de una reducción en la desigualdad de la distribución de la renta de las madres. El ejercicio que se plantea en esta sección permitirá conocer en qué cuantía el incremento de la fracción de madres que viven solas está determinado por las alteraciones en la renta.

Lógicamente, cabe esperar que el modelo no proporcione una explicación total y absoluta del incremento del porcentaje de madres que viven solas que revelan los datos, puesto que el modelo, únicamente, incorpora los cambios en la renta y, desde 1970, se produjeron cambios en otras variables que también han podido afectar a la composición de los tipos de hogares. Por tanto, el objetivo de esta sección consiste en averiguar qué porcentaje del incremento en la fracción de madres que viven solas puede atribuirse a los cambios en la renta, así como en analizar los efectos diferenciados a lo largo de los dieciséis grupos de renta que se han establecido.

El método empleado consiste en sustituir, en el modelo, la distribución de la renta de 1970 por la correspondiente a 1990. A continuación, con las estimaciones de 1970, recomputar las asignaciones de equilibrio que han sido generadas por las rentas de 1990. Posteriormente, se calcula el error cometido en las predicciones del modelo para 1990 con respecto a los datos reales de 1990, y se definen dos medidas del grado de precisión del modelo para explicar el cambio total de la distribución de los tipos de hogares durante el período estudiado.

Con el fin de valorar, en términos reales, las rentas de 1990, se utilizó una versión corregida del CPI, tal y como se comentó en la Sección 3.4 del Capítulo 3, obteniéndose que un dólar de 1970 equivalía a 2.55 dólares de 1990, valor empleado para generar los resultados que se presentan en esta sección. En cambio, en el caso de haber optado por seguir la recomendación de Shapiro y Wilcox (1996), la cifra resultante hubiera sido 2.78. En el Apéndice se recogen los principales resultados de esta sección para un CPI igual a 2.78

y se observa que, prácticamente, no varían con respecto a los obtenidos utilizando el valor propuesto.

Finalmente, en esta sección se estudia también la capacidad del Modelo 4 para explicar tales cambios; estudio que se realiza con la finalidad de determinar cuál de los dos modelos es más preciso en la predicción fuera de la muestra con la que se estimaron. Los resultados revelan que el modelo básico es más preciso que el Modelo 4.

4.6.1 Medidas de la precisión de la predicción

Para valorar la calidad predictiva del modelo en relación al cambio observado en los datos se calculan dos medidas. La primera es bastante intuitiva y se basa en el cálculo porcentual del ratio entre el cambio en la fracción de madres viviendo solas generada por el modelo y el observado en los datos. Esta medida se denota por M_1 y muestra qué parte del incremento total que producido, entre 1970 y 1990, en la fracción total de madres que viven solas es explicada por el modelo. Al ser un 62% la fracción de madres que viven solas en 1970, y un 75.3% el porcentaje correspondiente a 1990, el cambio total observado en los datos fue del 13.3%. Si $A_T^{M, 90}$ es la fracción total de madres que viven solas generada por el modelo, entonces la primera medida de la calidad predictiva se define a través de la siguiente expresión:

$$M_1 = \frac{A_T^{M, 90} - 0.620}{0.133} \%$$

La segunda medida se denomina M_2 y establece que el modelo es capaz de explicar el porcentaje del cambio en los tipos de hogares que resulta de la diferencia entre 1 y, el ratio entre el error de predicción del modelo y el cambio real observado en los datos. Por tanto, en comparación con la anterior, esta medida presenta la ventaja de considerar la calidad predictiva del modelo, no sólo en el agregado, sino también individualmente, en cada uno

de los dieciséis grupos. Formalmente:

$$M_2 = 1 - \frac{\sum_{ij} \left(A_{ij}^{D, 90} - A_{ij}^{M, 90} \right)^2 P_{ij}}{\sum_{ij} \left(A_{ij}^{D, 70} - A_{ij}^{D, 90} \right)^2 P_{ij}} \%$$

4.6.2 Predicciones del Modelo 1 (Modelo Básico) para 1990

La Tabla 4.9 muestra las predicciones del modelo básico cuando se utiliza el valor 2.55 como deflactor para cada uno de los dieciséis grupos. Se observa que el modelo es bastante apropiado para captar una gran parte del patrón de los datos. Las predicciones menos acertadas se localizan en la última fila, esto es, en el caso de los hijos más ricos, en el que el modelo infravalora el efecto de los incrementos en la renta de las madres sobre la fracción de las mismas que viven solas.

Tabla 4.9: **Predicción del Modelo 1 para 1990**
Porcentaje de madres que viven solas

Error: 0.00584		Madres			
		0-25	25-50	50-75	75-100
Hijos	0-25	61.5 (60.7)	64.7 (58.8)	64.6 (63.1)	52.4 (60.5)
	25-50	70.1 (77.5)	76.4 (73.4)	79.0 (75.6)	81.0 (74.0)
	50-75	65.7 (60.4)	75.9 (82.5)	79.6 (80.9)	83.3 (89.0)
	75-100	46.1 (67.1)	70.0 (80.1)	76.9 (88.9)	83.4 (91.5)

Tal y como se comentó en el Capítulo 3, la presencia de comportamientos no monótonos es superior a la de 1970, lo que sin duda plantea un gran reto para el modelo. Por ejemplo, en el caso de las madres más pobres, se observa que los incrementos en las rentas de sus

hijos no tienen un efecto claro sobre la fracción de las mismas que viven solas. Además, al estimarse el modelo para 1970, no pudieron ser considerados los nuevos comportamientos de 1990. Esto también supone una reducción (intrínseca) de la capacidad de predicción. Aún así, en términos generales, el modelo se comporta de manera acertada.

La fracción agregada de madres que viven solas que predice el modelo es 71.9%. Si se calcula la primera medida de precisión, M_1 , se obtiene un 74.4%, es decir, el modelo es capaz de explicar un 74.4% del cambio total que se produjo entre 1970 y 1990.

El cambio total en los datos, calculado mediante la suma ponderada de las diferencias al cuadrado, es 0.0257; mientras que el error del modelo alcanza un valor de 0.00584, esto es, un 22.7% del cambio en los datos. De este modo, la segunda medida, M_2 , indica que el modelo explica el 77.3% del incremento en la fracción de mujeres viudas que viven solas.

Estos números reflejan que el papel de la renta de los agentes juega un papel bastante relevante en la determinación de los tipos de hogares. A modo de ilustración, la Figura 4.2, en la que se representan las predicciones del modelo y los datos para 1990, muestra la capacidad explicativa del modelo.

Madres que viven solas

Datos 1990 —
Modelo 1990 - - -

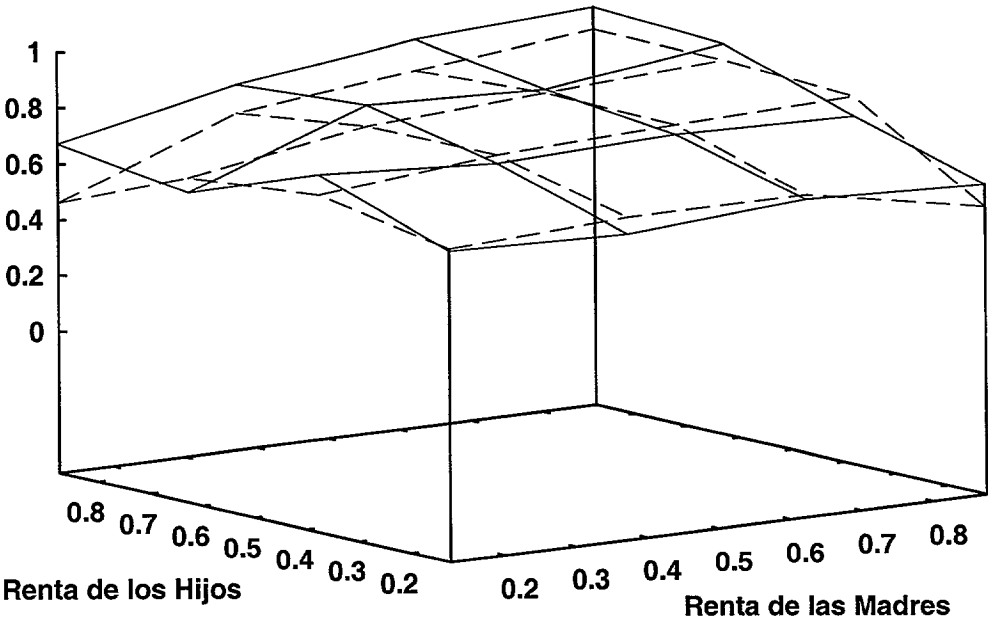


Figura 4.2: Fracción de mujeres viudas que viven solas: las predicciones del modelo básico con las rentas de 1990 y los datos de 1990.

4.6.3 Comparación de las predicciones del Modelo 1 con las del Modelo 4 (Madres e hijos valoran los tipos de hogares; las madres también valoran el bienestar de sus hijos) para 1990

El Modelo 4 fue el que logró un menor error en la predicción de los datos para 1970. Sin embargo, y a pesar de ser un modelo de nueve parámetros, la diferencia en la precisión con respecto al modelo básico, en particular, y al resto, en general, fue muy reducida. En este apartado, se introducen las rentas de 1990 y, con la estimación del Modelo 4 realizada previamente, se obtienen las predicciones de los tipos de hogares para 1990. La Tabla 4.10 muestra los resultados en cada uno de los grupos utilizando un CPI igual a 2.55 (en el Apéndice aparecen los resultados cuando el CPI es igual a 2.78) y se observa que no aparecen grandes diferencias respecto a las predicciones del modelo básico.

La fracción total de madres que viven solas resultó ser 71.8%. Una vez que ha sido calculada la primera medida de precisión, M_1 , se comprueba que el Modelo 4 es capaz de explicar un 73.7% del cambio total producido. Sin embargo, cuando se calcula M_2 se obtiene que el modelo explica el 74.1% del incremento en la fracción de mujeres viudas que viven solas.

Tabla 4.10: Predicción del Modelo 4 para 1990
Porcentaje de madres que viven solas

Error: 0.00665		Madres			
		0-25	25-50	50-75	75-100
Hijos	0-25	61.0 (60.7)	64.1 (58.8)	65.2 (63.1)	58.5 (60.5)
	25-50	69.4 (77.5)	75.6 (73.4)	78.5 (75.6)	81.0 (74.0)
	50-75	65.4 (60.4)	75.1 (82.5)	79.0 (80.9)	83.0 (89.0)
	75-100	46.2 (67.1)	69.4 (80.1)	76.3 (88.9)	83.0 (91.5)

La comparación de estas medidas con las del modelo anterior permite concluir que el modelo básico se comporta mejor que el Modelo 4 en la predicción de los tipos de hogares para 1990. Según M_2 , el modelo básico explica más que el Modelo 4, un 77.3% frente a un 74.1%. Respecto a M_1 , aunque la diferencia no sea tan grande, el modelo básico también explica más que el Modelo 4: 74.4% y 73.7%, respectivamente. El modelo básico, aun con dos parámetros menos, produce, por tanto, una mejor predicción.

Estos resultados permiten afirmar que el modelo básico, construido para explicar la formación de los tipos de hogares a partir, exclusivamente, de las rentas de los hijos y de las madres, explica más de un 75% del cambio en la distribución que se observó en los datos.

4.7 Descomposición del cambio

A continuación, se estudia la importancia que cada uno de los componentes que caracterizaron los cambios de la renta tiene en la explicación del cambio en los tipos de hogares entre 1970 y 1990. El procedimiento utilizado consiste en computar, con el modelo básico, los equilibrios generados por los diferentes tipos de cambios en la renta, independientemente unos de otros. Esto permitirá identificar cuál, o cuáles, de esos cambios en la renta han sido los más relevantes.

Los cambios en la renta se han descompuesto de varias maneras. En primer lugar, se comienza investigando el cambio en niveles. Se analiza, separadamente, cuál es el efecto del cambio en la renta de las madres y cuál es el efecto del cambio en la renta de los hijos. Los resultados aparecen en la Subsección 4.7.1. En segundo lugar, la Subsección 4.7.2 analiza los cambios en el nivel de renta en relación a los cambios que se han producido en la renta relativa. El objetivo es el de aislar el cambio absoluto en la renta del cambio relativo. Para ello, se fija el nivel de renta de alguno de los agentes en un año concreto y, a continuación, se modifica la renta del otro de manera que se mantiene inalterada la renta relativa. Este

experimento proporciona una medida del grado de relevancia del cambio relativo en la renta en relación al cambio en niveles. Finalmente, se analiza la magnitud de los efectos del incremento de la desigualdad en la distribución de la renta de los hijos, y de la reducción de la dispersión en la distribución de la renta de las madres.

4.7.1 Cambios en las rentas de cada agente

Renta de la madre en 1990 y renta del hijo en 1970: El primer ejercicio consiste en modificar la renta de la madre hasta su nivel de 1990, manteniendo la renta del hijo en su nivel de 1970. La Tabla 4.11 muestra que, excepto para el caso de los hijos más pobres, las predicciones se acercan bastante al patrón de los datos e, incluso, mejoran en algunos grupos, como es el de las madres más pobres y los hijos más ricos. Además, se comprueba que este cambio tiene un importante efecto positivo sobre la fracción total de madres que viven solas, que se incrementa hasta un 70.5%. Este cambio, por sí solo y según la medida M_1 explica casi un 64% del cambio total observado en los datos y, en consecuencia, supone un 85.9% del cambio total que predice el modelo. Según la medida M_2 , se explica casi un 70% del cambio total.

Tabla 4.11: Predicción del Modelo 1: renta del hijo 1970, renta de la madre 1990
Porcentaje de madres que viven solas

Error: 0.00796		Madres			
		0-25	25-50	50-75	75-100
Hijos	0-25	57.5 (60.7)	57.6 (58.8)	55.3 (63.1)	27.1 (60.5)
	25-50	70.2 (77.5)	75.8 (73.4)	78.1 (75.6)	79.2 (74.0)
	50-75	68.7 (60.4)	76.5 (82.5)	79.5 (80.9)	82.1 (89.0)
	75-100	61.6 (67.1)	74.7 (80.1)	79.1 (88.9)	83.6 (91.5)

Renta de la madre en 1970 y renta del hijo en 1990: Al contrario que en el experimento anterior, en este caso se mantiene la renta de la madre en su nivel de 1970 y se modifica la renta del hijo hasta su nivel de 1990. De este modo, se obtiene que el efecto del incremento en la renta de los hijos sobre la fracción total de madres que viven solas es negativo. El modelo predice un 60.4% para 1990, partiendo un valor de 62.0% en 1970.

Tabla 4.12: **Predicción del Modelo 1: renta del hijo 1990, renta de la madre 1970**
Porcentaje de madres que viven solas

Error: 0.04423		Madres			
		0-25	25-50	50-75	75-100
Hijos	0-25	49.3 (60.7)	60.2 (58.8)	63.8 (63.1)	63.2 (60.5)
	25-50	45.4 (77.5)	66.8 (73.4)	72.9 (75.6)	79.9 (74.0)
	50-75	30.4 (60.4)	62.0 (82.5)	70.9 (80.9)	82.0 (89.0)
	75-100	16.0 (67.1)	38.4 (80.1)	59.9 (88.9)	79.3 (91.5)

En otras palabras, el modelo predice que un 1.6% de las madres que vivían solas en 1970, pasan a vivir con sus hijos en 1990. Desde un punto de vista desagregado, la Tabla 4.12 muestra los resultados del modelo para cada uno de los grupos. Se observa que este cambio, por sí solo, no es capaz de captar el patrón de los datos, especialmente en aquellos grupos en que los hijos son más ricos que las madres. El modelo predice para estos grupos, un incremento en la fracción de los que viven juntos en 1990 respecto a 1970, mientras que en los datos ocurre lo contrario: se incrementa la fracción de los que viven solos.

Estos dos cambios constituyen todos los que se han producido y, sin embargo, la suma de sus efectos por separado no produce el efecto agregado que predice el modelo. La razón se halla en la existencia de un importante componente no-lineal, presente tanto en el modelo como en el patrón que describe los datos. Si se incrementa la renta de los hijos desde su valor en 1970 hasta su valor en 1990, mientras la renta de las madres permanece en su nivel

de 1970, entonces, se genera un incremento de la fracción de mujeres viudas que viven con sus hijos. Por el contrario, si se incrementa la renta de las madres, mientras la de los hijos permanece constante, entonces se obtiene un fuerte incremento en la fracción de mujeres viudas que viven solas. Cuando se consideran simultáneamente este efecto y el anterior, que es negativo, el incremento es aun mayor.

4.7.2 Cambios en la renta absoluta y en la renta relativa

Renta relativa de la madre en 1990 y renta del hijo en 1970: El siguiente objetivo consiste en analizar el cambio en la renta relativa entre madres e hijos. Para aislar este cambio del que se produce en términos absolutos, se mantiene la renta de los hijos en su nivel de 1970 y, entonces, se realiza una modificación de la renta de las madres que permite lograr la misma renta relativa de 1990 para cada uno de los grupos. Las predicciones se recogen en la Tabla 4.13. En ellas se observa que el peor resultado se alcanza en el grupo de madres ricas e hijos pobres. La fracción agregada de mujeres viudas que viven solas es 68.0%. Esto implica, según la medida M_1 , que el cambio en la renta relativa explica un 45.1% del incremento total en la fracción de madres que viven solas, lo que supone un 60.6% del incremento total que predice el modelo. Estas cifras reflejan que el incremento en la renta relativa de la madre es un factor importante para explicar el cambio en la distribución de hogares.

Renta relativa de la madre en 1970 y renta del hijo en 1990: En este ejercicio se observan los efectos del incremento en la renta absoluta de madres e hijos cuando la renta relativa permanece constante. Para ello, se incrementa la renta de la madre en la misma proporción en que aumenta la renta de los hijos. Los resultados aparecen en la Tabla 4.14 y se observa que no son demasiado buenos. De hecho, se aproximan más a los datos de 1970 que a los de 1990.

Tabla 4.13: Predicción del Modelo 1: renta hijo 1970, renta relativa madre 1990
Porcentaje de madres que viven solas

Error: 0.01101		Madres			
		0-25	25-50	50-75	75-100
Hijos	0-25	56.9 (60.7)	57.8 (58.8)	56.8 (63.1)	33.7 (60.5)
	25-50	67.0 (77.5)	74.0 (73.4)	77.0 (75.6)	79.4 (74.0)
	50-75	61.5 (60.4)	72.8 (82.5)	77.2 (80.9)	81.6 (89.0)
	75-100	43.0 (67.1)	66.4 (80.1)	74.2 (88.9)	81.8 (91.5)

Tabla 4.14: Predicción del Modelo 1: renta hijo 1990, renta relativa madre 1970
Porcentaje de madres que viven solas

Error: 0.02171		Madres			
		0-25	25-50	50-75	75-100
Hijos	0-25	51.0 (60.7)	61.3 (58.8)	64.5 (63.1)	61.1 (60.5)
	25-50	52.2 (77.5)	70.2 (73.4)	75.1 (75.6)	80.5 (74.0)
	50-75	43.1 (60.4)	69.7 (82.5)	75.7 (80.9)	82.5 (89.0)
	75-100	22.1 (67.1)	61.0 (80.1)	72.0 (88.9)	82.7 (91.5)

En concreto, la fracción agregada de madres que viven solas aumenta de un 62.0% a un 65.6%, lo que significa, según la medida M_1 , que este cambio únicamente explica el 27.1% del incremento total que se observó en los datos (un 36.4% del cambio total que predice el modelo). Este resultado vuelve a poner de manifiesto que el incremento en la renta relativa fue muy importante para determinar los tipos de hogares de 1990.

A modo de conclusión y en relación a la descomposición del cambio de la renta entre cambios absolutos y cambios relativos, cabe afirmar que el cambio relativo de la renta explica casi dos tercios del incremento total que predice el modelo, mientras que el cambio absoluto es alrededor de un tercio, haciendo esta descomposición casi lineal.

4.7.3 Cambios en la dispersión de la renta

Dispersión de la renta en 1990 y nivel de renta en 1970 para cada agente: El siguiente objetivo consiste en analizar los cambios en la dispersión de la distribución de la renta de las madres y de los hijos. En el Capítulo 3 se documentó un incremento en la desigualdad en el caso de los hijos y una reducción en la desigualdad en el caso de las madres durante el período que abarca desde 1970 hasta 1990. Para aislar el cambio en las varianzas de la variación que se produce en niveles, se modifica la renta de los agentes en 1970 de tal manera que se obtenga la dispersión de la renta de 1990 y se mantiene el nivel de renta de 1970. Las predicciones se recogen en la Tabla 4.15, en la que se observa que están más próximas a los datos de 1970 que a los de 1990. De hecho, la fracción agregada de mujeres viudas que viven solas resultante equivale a un 60.3%. Esto implica que el modelo predice una reducción en la fracción de madres que viven solas. En concreto, el 1.7% de las madres que vivían solas en 1970, viven con sus hijos en 1990 ⁵.

⁵Si se analizan por separado los cambios en la dispersión, se observan efectos diferenciados. Manteniendo la distribución de la renta de los hijos constante en 1970 y considerando únicamente el cambio en la dispersión de la renta de las madres, el modelo predice un incremento en la fracción de madres que viven solas hasta

Tabla 4.15: Predicción del Modelo 1: dispersión renta 1990, nivel renta 1970
Porcentaje de madres que viven solas

Error: 0.03111		Madres			
		0-25	25-50	50-75	75-100
Hijos	0-25	40.2 (60.7)	41.6 (58.8)	41.4 (63.1)	27.7 (60.5)
	25-50	58.2 (77.5)	68.0 (73.4)	72.7 (75.6)	77.3 (74.0)
	50-75	51.6 (60.4)	67.3 (82.5)	73.5 (80.9)	80.2 (89.0)
	75-100	29.2 (67.1)	57.1 (80.1)	69.1 (88.9)	80.1 (91.5)

Dispersión de la renta de 1970 y nivel de renta en 1990 para cada agente: Este ejercicio consiste en estudiar los efectos de los cambios en las rentas de los agentes, manteniendo el mismo nivel de dispersión en la distribución de la renta. A efectos de separar el cambio en el nivel de renta del que se produce en las varianzas de las distribuciones, se modifican las rentas de los agentes en 1990 de tal manera que la dispersión de la renta sea la misma que la de 1970 y se conserven los niveles de renta de 1990.

Las predicciones, que se recogen en la Tabla 4.16, indican que el peor resultado se alcanza, al igual que en la mayoría de los casos, para el grupo de madres pobres e hijos ricos. La fracción agregada de mujeres viudas que viven solas resultante es 71.8%, que es prácticamente la totalidad del cambio que predice el modelo: 71.9%. Según la medida M_1 , el cambio en el nivel de la renta por sí solo explica un 73.7% del incremento total en la fracción de madres que viven solas, y casi el 99% del incremento total que predice el modelo. Estos números reflejan que el incremento en el nivel de la renta es fundamental para explicar el cambio en la distribución de los tipos de hogares.

alcanzar el 64.3%. Por el contrario, el mismo ejercicio realizado para la dispersión de la renta de los hijos, arroja una fracción de madres que viven solas igual a 58.4%, es decir, una reducción respecto a 1970. Esto significa que el incremento de la desigualdad en la distribución de la renta de los hijos tiene un efecto negativo en la fracción de madres que viven solas, mientras que la reducción de la desigualdad en el caso de las madres tiene un efecto positivo. Agregando ambos efectos prevalece el efecto negativo.

Tabla 4.16: Predicción del Modelo 1: dispersión renta 1970, nivel renta 1990
Porcentaje de madres que viven solas

Error: 0.01065		Madres			
		0-25	25-50	50-75	75-100
Hijos	0-25	63.3 (60.7)	70.1 (58.8)	71.5 (63.1)	63.5 (60.5)
	25-50	63.2 (77.5)	75.9 (73.4)	79.0 (75.6)	82.0 (74.0)
	50-75	56.5 (60.4)	75.0 (82.5)	79.0 (80.9)	83.5 (89.0)
	75-100	33.4 (67.1)	69.8 (80.1)	76.6 (88.9)	83.9 (91.5)

Los dos cambios que se acaban de analizar comprenden la totalidad de las variaciones que se han producido en la distribución de la renta. No obstante, al igual que cuando se estudiaron de forma aislada los cambios de la renta para cada tipo de agente, la suma de los efectos por separado no produce el efecto agregado. Si se considera, únicamente, el aumento producido, entre 1970 y 1990, en la desigualdad de la distribución de la renta de los hijos y la disminución de la desigualdad en el caso de las madres, manteniendo constantes los niveles de las rentas de 1970, entonces el modelo predice una reducción de la fracción de mujeres viudas que viven solas. Si, por el contrario, sólo se consideran los incrementos en los niveles de las rentas, manteniendo estacionarias las dispersiones en las distribuciones de las rentas de los agentes, entonces el modelo predice un fuerte incremento en la fracción de mujeres viudas que viven solas. Ambos efectos, simultáneamente, ocasionan un incremento superior.

4.8 Conclusión

En este capítulo se diseñó un modelo para explicar la formación de los tipos de hogares que se denominó modelo básico. A partir de éste, se plantearon también ocho versiones adicionales, que surgieron de la modificación de alguno de sus supuestos. Estos modelos se construyeron bajo la hipótesis siguiente: los agentes realizan esfuerzos para controlar los resultados; y con la premisa: las rentas de ambos agentes, madres e hijos, juegan un papel central. Una vez descritos todos los modelos, se procedió a su estimación, utilizando para ello los datos de 1970. Se comprobó que los modelos, especialmente el modelo básico, eran muy adecuados para explicar los patrones no monótonos que siguen los datos.

Seguidamente, con los dos modelos que mostraron mayor nivel de calidad predictiva y, utilizando únicamente las rentas de las madres y de sus hijos, se realizaron predicciones acerca de los tipos de hogares en 1990. La conclusión que se extrae es que los cambios de las rentas son capaces de explicar entre un 74% y casi un 80% del cambio que se produjo en la distribución de los tipos de hogares entre 1970 y 1990.

Finalmente, se analizó la descomposición del cambio de la renta entre los diferentes elementos de la misma que se modificaron durante ese período. Este ejercicio permitió medir el efecto que cada uno de esos elementos por separado ejerce en la formación de los tipos de hogares. Se concluyó que el crecimiento de la renta de la madre, y el cambio en la renta relativa, fueron factores muy importantes para explicar el crecimiento de la fracción de madres que viven solas, mientras que los cambios en la desigualdad de la renta de madres e hijos no tuvieron un papel muy significativo.

4.9 Apéndice

Tabla 4.17: Estimación de los parámetros para todas las variantes del Modelo Básico

	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9
\bar{c}^m	-559.68	-725.36	-915.11	-915.02	-920.84	-920.84	-1669.75	-725.36
\bar{c}^h	64.19	20.14	27.24	20.71	26.46	26.46	-4.25	20.01
ρ	2.91	3.94	6.75	4.31	4.27	4.27	-	3.94
ρ_1	-	-	-	-	-	-	4.38	-0.00
α^m	0.18	0.15	0.14	190.97	189.77	189.77	0.08	0.15
α^h	0.21	0.11	0.21	0.11	0.11	0.11	1.33	0.11
η^m	-	-0.20	0.70	-0.23	-0.23	-0.23	0.06	-0.20
η^h	-0.18	0.00	-0.90	0.00	-	-	-	-
φ^m	-	-	0.51	-	-	0.00	-	-
φ^h	-	-	-	0.85	0.85	0.85	-	-
γ	32.17	32.95	31.20	31.22	31.22	31.22	26.22	33.06

Tabla 4.18: Predicción del Modelo 1 para 1990 (CPI = 2.78)
Porcentaje de madres que viven solas

Error: 0.00816		Madres			
		0-25	25-50	50-75	75-100
Hijos	0-25	58.5 (60.7)	61.2 (58.8)	61.3 (63.1)	46.5 (60.5)
	25-50	68.9 (77.5)	75.4 (73.4)	78.3 (75.6)	80.4 (74.0)
	50-75	64.5 (60.4)	75.0 (82.5)	78.9 (80.9)	82.8 (89.0)
	75-100	44.6 (67.1)	69.1 (80.1)	76.3 (88.9)	83.1 (91.5)

Tabla 4.19: Predicción del Modelo 4 para 1990 (CPI = 2.78)
Porcentaje de madres que viven solas

Error: 0.00730		Madres			
		0-25	25-50	50-75	75-100
Hijos	0-25	57.6 (60.7)	60.5 (58.8)	61.4 (63.1)	52.4 (60.5)
	25-50	68.4 (77.5)	74.8 (73.4)	77.7 (75.6)	80.4 (74.0)
	50-75	64.5 (60.4)	74.5 (82.5)	78.4 (80.9)	82.6 (89.0)
	75-100	45.7 (67.1)	68.9 (80.1)	75.8 (88.9)	82.8 (91.5)

Capítulo 5

Otros factores determinantes de los tipos de hogares. El estado civil de los hijos

5.1 Introducción

Como se anticipó anteriormente, en este capítulo se aborda la pregunta: qué otros factores, aparte de la renta, se consideran fundamentales en la determinación de los tipos de hogares. En concreto, el objetivo es identificar los elementos que han sido relevantes en la formación de los tipos de hogares de las mujeres mayores que son viudas y de sus hijos, así como analizar, en qué medida, las modificaciones de algunos de esos factores afectaron al cambio producido en la distribución de los tipos de hogares, entre 1970 y 1990.

El análisis contenido en los dos capítulos previos se centró, exclusivamente, en determinar la importancia de la variable renta, tanto de las mujeres viudas como de sus hijos. Los resultados alcanzados permitieron concluir que dicha variable no sólo constituye un factor

fundamental en la formación de los tipos de hogares, sino que, además, aporta una de las principales explicaciones al cambio que experimentó la distribución de los tipos de hogares durante el período considerado. Concretamente, se demostró que, por sí solo, el cambio en la renta es capaz de explicar más del 74% del incremento total producido en la fracción de madres que vivían solas.

La literatura recoge un número reducido de investigaciones encaminadas a identificar otros factores relevantes en la formación de los tipos de hogares. Este hecho es especialmente significativo en el análisis de corte transversal. Los primeros trabajos se centraron en las características de las madres, básicamente en su salud (variable que ha sido aproximada, en muchas ocasiones, por medio de la edad) y en el número total de hijos que tenían. En lo referente a la salud, prácticamente la totalidad de los estudios establece que su efecto no es determinante para explicar el hecho de que los individuos vivan solos o vivan con sus hijos. Una salud deteriorada se relaciona, o bien con una elevada probabilidad de muerte, o bien con una elevada probabilidad de residir en una institución, pero no con una mayor probabilidad de vivir independientemente o de coresidir con los hijos (véase por ejemplo Börsch-Supan (1989) y Mutchler y Burr (1991)). Respecto a la descendencia, los resultados, en general, señalan que un mayor número de hijos aumenta la probabilidad de que la madre viva con alguno de ellos. No obstante, investigaciones más recientes sugieren que tan importante, o incluso más, que el número de hijos, son las características de los mismos.

Tal y como se señaló en el Capítulo 3, existen pocos trabajos que consideran las cualidades de los hijos y la posibilidad de que los mismos decidan, junto a sus madres, los tipos de hogares. Entre los primeros, cabe citar a Wolf y Soldo (1988) y a Ward et al. (1992), que estudian los patrones de coresidencia intergeneracionales, centrándose, fundamentalmente, en las características de los hijos. Una de las investigaciones más recientes en este sentido es la de Dunn y Phillips (1998). Estos autores estudian la decisión de coresidencia utilizando una muestra de padres e hijos obtenida del AHEAD 93 y encuentran que los hijos que no

están casados, los que tienen un bajo nivel de renta o los que no tienen hijos son los que tienen una mayor probabilidad de coresidir con los padres.

En lo concerniente a los trabajos que analizan la evolución de los tipos de hogares en el tiempo, hay que indicar que la mayoría de ellos encuentra evidencia de que el crecimiento de la renta de las madres es el principal factor explicativo del incremento de la fracción de mujeres viudas que viven solas. En el Capítulo 3 se citaron las investigaciones más importantes y en este sentido todas señalaban que el incremento de la renta explicaba más de un 50% del incremento producido en esta fracción. Otras investigaciones comprueban que el número total de hijos que tienen las mujeres viudas ejerce un efecto reducido para explicar el cambio en la distribución de los tipos de hogares. Algunos de los trabajos que llegan a este resultado son los de Michael et al. (1980), Costa (1999) y McGarry y Schoeni (2001). En particular, Michael et al. (1980) encuentran que la variable "número de hijos" podría explicar, en el mejor de los casos, un 10% del incremento real que se observó en la propensión de las mujeres viudas por vivir solas entre 1950 y 1976. En lo que se refiere al resto de variables, los resultados son similares. McGarry y Schoeni (2001) consideran el cambio que experimentó la composición de la población de mujeres viudas, en relación a variables como la raza, la educación, el lugar de nacimiento y la fertilidad, para el período comprendido entre 1940 y 1990. Sus resultados indican que las variaciones en estas variables tienen un impacto reducido sobre las modificaciones que se produjeron en la distribución de los tipos de hogares durante el período considerado.

Es preciso recordar que las muestras del IPUMS 70 y 90 utilizadas en los dos capítulos previos de la presente investigación, no disponen de toda la información requerida para estudiar la distribución de tipos de hogares como el resultado de una decisión conjunta de las madres y sus hijos. La razón se encuentra en que, si las madres viven en hogares diferentes a los de sus hijos, entonces no es posible identificarlos como tales ni, por tanto, conocer sus características. En el Capítulo 3 se diseñó un mecanismo de imputación que permite crear pares de madres e hijos, a partir de la distribución conjunta intergeneracional de la renta

extraída del AHEAD 93. Para ello, fue necesario suponer que tal distribución permaneció constante durante el período 1970-1990. En este capítulo, al considerar características adicionales de los agentes, el procedimiento se torna más complicado, puesto que es necesario imputar la distribución conjunta de todas ellas. La manera más sencilla de abordar esta cuestión consiste en realizar las imputaciones secuencialmente, es decir, variable tras variable, de tal forma que los individuos se vayan identificando de manera progresiva. Este proceso se describe con más detalle en la Sección 5.3.

No obstante, es preciso señalar que existe una restricción sobre el número factible de imputaciones. El motivo no es otro que el relativamente pequeño tamaño muestral del AHEAD 93. En la medida en que la imputación de una variable implica una ordenación de los individuos y, en consecuencia, una partición de la muestra, es posible que se produzca un problema de escasez de datos. La distribución conjunta de la renta realizada en el Capítulo 3 supuso dividir la muestra en dieciséis grupos. La imputación de una variable adicional con dos categorías, como podría ser el sexo de los hijos, implicaría tener que particionar la muestra en treinta y dos grupos, y ello podría ocasionar problemas de representatividad o de densidad nula.

En este capítulo, a partir de la muestra extraída del AHEAD 93, se realiza un análisis descriptivo de la relación que existe entre la distribución de los tipos de hogares y algunas de las variables que se han considerado relevantes en la configuración de la misma, tales como: el sexo, la edad y el estado civil de los hijos y el número total de hijos que tienen las madres. Entre todas ellas, el estado civil parece ser fundamental en la determinación de los tipos de hogares. Es por este motivo que se considera razonable ampliar la definición de los individuos que se han estudiado en los capítulos anteriores incluyendo su estado civil. Por consiguiente, se realiza la imputación de la distribución conjunta de rentas y del estado civil de las madres y de los hijos a las muestras obtenidas del IPUMS. Suponiendo que esta distribución permanece constante en el tiempo, se obtiene la distribución conjunta de la renta, el estado civil y los tipos de hogares para 1970 y para 1990.

Con el fin de explicar la distribución conjunta de la renta, el estado civil y los tipos de hogares en 1970, así como su cambio en 1990, se construye un modelo muy similar al modelo básico del capítulo anterior. Los componentes fundamentales son los mismos que en aquel caso. Las diferencias se encuentran en la forma de especificar algunos efectos. En concreto, mientras en el modelo básico las economías de escala son lineales y se identifican con un parámetro, en este modelo son no lineales y se identifican con dos parámetros: uno que mide la curvatura y otro que mide el nivel. Además, el modelo permite que los agentes consuman diferentes cantidades cuando viven juntos y, finalmente, se elimina la constante que acompaña al consumo del hijo y que cualificaba su aversión al riesgo.

Una vez estimado el modelo, se realizan las predicciones para 1970. Se observa que el modelo predice mejor en el caso de los hijos casados que en el de los solteros. No en vano, el patrón de los datos de los hijos solteros es bastante más complejo. Posteriormente, se incorporan las rentas de 1990 en el modelo ya estimado y se obtienen las predicciones para ese año. Se comprueba que el modelo es capaz de explicar alrededor del 50% del cambio total que se produce en la distribución de los tipos de hogares entre 1970 y 1990. Esto significa una reducción de casi quince puntos porcentuales si se compara con el poder predictivo del modelo básico (sin distinguir el estado civil).

El capítulo se organiza del siguiente modo. En la Sección 5.2 se describe la relación existente entre los tipos de hogares, la edad, el sexo y el estado civil de los hijos, así como el número total de hijos que tienen las madres. En la Sección 5.3 se detalla el proceso de imputación cuando se consideran, simultáneamente, la renta y el estado civil de los hijos. Los resultados se recogen en la Sección 5.4, en la que se muestran las distribuciones conjuntas de la renta, el estado civil y los tipos de hogares de 1970 y 1990. En la Sección 5.5 se describe el modelo utilizado para explicar la distribución de 1970 y en la Sección 5.6 se recogen los resultados de su estimación. A continuación, en la Sección 5.7 y utilizando el modelo estimado a partir de los datos de 1970, se realizan las predicciones para 1990 y se cuantifica la capacidad predictiva del mismo. Por último, en la Sección 5.8 se aportan las

principales conclusiones.

5.2 Evidencia empírica

La literatura que ha analizado la determinación de los tipos de hogares ha considerado que las variables más relevantes son la edad, el sexo y el estado civil de los hijos y el número total de hijos que tienen las madres. El propósito de esta sección consiste en determinar cuál, o cuáles, de estas variables podrían ser factores importantes para explicar la distribución de los tipos de hogares y, en consecuencia, centrar el estudio en éstas. Así, utilizando la muestra obtenida del AHEAD 93 que se comentó en el Capítulo 3, se identifican las variables que resultan más relevantes, las cuales se integrarán en un nuevo modelo que explica la distribución de los tipos de hogares de 1970 y su cambio en 1990.

La Tabla 5.1 resume la evidencia obtenida respecto a los tipos de hogares y el número total de hijos. En concreto, se muestra el porcentaje de madres que viven solas según el número total de hijos, teniendo en cuenta, además, el sexo y el estado civil de los mismos. El resto de madres viven con sus hijos. Así, para cada uno de los posibles tamaños de las variables “número de hijos”, “número de hijos varones”, “número de hijas”, “número de hijos casados” y “número de hijos solteros ¹”, se recogen las fracciones de madres que viven solas.

5.2.1 El número total de hijos

Si se analiza la primera fila de la Tabla 5.1, se comprueba que existe una relación en forma de U invertida entre el número total de hijos y la fracción de madres que viven solas. En

¹La categoría “hijos solteros” hace referencia, tanto a los hijos divorciados y separados, como a los que son realmente solteros.

Tabla 5.1: Porcentaje de madres que viven solas por características de sus hijos

	0 Hijos	1 Hijo	2 Hijos	3 Hijos	Más de 3 Hijos
Num. Total de Hijos		69.0	78.9	77.8	62.4
Num. de Hijos Varones	73.5	75.7	71.7	67.3	56.5
Num. de Hijas	73.4	71.5	76.8	74.0	55.0
Num. de Hijos Casados	47.0	69.9	81.5	77.2	75.0
Num. de Hijos Solteros	91.5	62.6	53.7	50.0	36.4

concreto, cuando dicho número pasa de uno a dos, la fracción de madres que viven solas se incrementa. Sin embargo, si el número total de hijos pasa de dos a tres (o a más de tres) se produce el efecto contrario, es decir, se reduce la fracción de madres que viven solas. Como se observa, la interacción es fuertemente no-lineal y esto provoca que sea excesivamente difícil caracterizarla. El hecho de plantear una hipótesis que explique este comportamiento de manera intuitiva y simple, resulta bastante complicado. Por esta razón, se ha decidido omitir inicialmente esta variable en el modelo que se plantea en la Sección 5.5.

5.2.2 El sexo de los hijos

En la Tabla 5.1, el resultado más destacable respecto al número total de hijos varones y de hijas, es el que se extrae a partir de la primera columna. En ella se indica la fracción de madres que viven solas cuando el número total de hijos varones es cero (primer elemento de la segunda fila) y cuando el número de hijas es cero (primer elemento de la tercera fila). Esto se puede interpretar, alternativamente, como que la madre tenga una hija, o más, y ningún varón; y como que la madre tenga un hijo varón, o más, y no tenga ninguna hija. De esta manera, es posible constatar que la fracción de madres que viven solas es prácticamente idéntica (alrededor de un 73%), tanto si la madre tiene sólo un hijo varón (o más de uno), como si tiene sólo una hija (o más de una). Por tanto, tener todos los hijos del mismo sexo

no supone diferencias en la probabilidad de que las madres vivan solas.

Las siguientes columnas muestran el efecto que supone tener un mayor número de hijas o de hijos varones. El incremento del número de hijos varones, partiendo de cero hasta tres, aparentemente implica una ligera reducción en la fracción de madres que viven solas. En el caso de las hijas, no aparece ningún patrón claro; sin embargo, se observa que la proporción de madres que viven solas es relativamente estable, oscilando alrededor del 73%. El paso de tres hijos a más de tres supone una reducción en la proporción tanto si se trata de hijos varones, como si se trata de hijas, alcanzándose un nivel similar. Estos resultados permiten establecer que no existen diferencias significativas en el efecto del número total de hijas y de hijos varones sobre la fracción de madres que viven solas.

Esta observación es consistente con el hecho de que la proporción total de hijos varones (en la muestra) sea prácticamente igual a la proporción de hijos varones que viven con sus madres, cuyos valores son 49.4% y 50.4% respectivamente.

La Tabla 5.1 recoge únicamente los efectos agregados o absolutos de un mayor número de hijas o de hijos varones, sin considerar la relación que se establece con el número total de hijos. No obstante, podría ocurrir, por ejemplo, que el efecto de tener dos hijas fuera diferente si la madre sólo tiene esas dos hijas o si la madre, además de esas dos hijas, tiene cinco hijos varones más. En este sentido, el estudio de la composición de los hijos de las mujeres viudas, en términos del sexo de aquéllos, podría aportar una información adicional interesante.

Una forma sencilla de analizar el efecto relativo del mayor número de hijas o hijos varones es la siguiente. En primer lugar, se calcula la fracción de hijas que, sobre el total de hijos, tiene la madre; a continuación, se definen cuatro intervalos de igual longitud, que permitan ordenar, de menor a mayor, y clasificar, a las mujeres viudas, en función de la proporción de hijas que tengan respecto al total de hijos. Como el complementario de esta proporción es la proporción de hijos varones, el primer cuartil se compone de madres que tienen, o bien

un número de hijas relativamente pequeño, o bien un número de hijos relativamente grande, mientras que el último cuartil recoge a las madres con una proporción grande de hijas o con una proporción reducida de hijos varones. Finalmente, se calcula la fracción de madres que viven solas en cada uno de los grupos. Los resultados son, para los cuartiles 1 a 4: 70.8%, 69.9%, 72.8% y 73.7%, respectivamente. La similitud entre ellos es sorprendente, e indica que la presencia relativa de más hijas, de o más hijos varones, en el total, no provoca diferencias en la propensión de las madres a vivir solas. Estos efectos, que se añaden a los anteriores, permiten afirmar que el sexo de los hijos no parece ser un factor determinante en la formación de los tipos de hogares.

5.2.3 El estado civil de los hijos

Respecto al número total de hijos casados y de hijos solteros, la primera columna de la Tabla 5.1, indica la fracción de madres que viven solas cuando no tienen hijos casados (el primer elemento de la cuarta fila) y cuando carecen de hijos solteros (el primer elemento de la quinta fila). Análogamente al tratamiento de la variable sexo, estas situaciones pueden interpretarse respectivamente como la posibilidad de que la madre tenga uno, o más, hijos casados y ningún hijo soltero o como la posibilidad de que la madre tenga uno, o más, hijos solteros y ningún hijo casado. De esta manera, se observa que la fracción de madres que viven solas cuando sólo tienen hijos casados es casi el doble que cuando sólo tienen hijos solteros: un 91.5% frente a un 47%. Este resultado es bastante significativo y sugiere que las diferencias en el estado civil son muy relevantes en el análisis.

Las siguientes columnas muestran los efectos de un mayor número de hijos casados y solteros. Si el número de hijos casados se incrementa hasta tres, se observa un crecimiento en la fracción de madres que viven solas. En el caso de los hijos solteros, ocurre justo lo contrario: se observa una reducción en dicha fracción. El paso de tres, a más de tres, supone otra reducción en la fracción de madres que viven solas en ambos casos, pero dicha reducción

es muy suave para el caso de los hijos casados. Por tanto, estos resultados permiten señalar que existen diferencias significativas en el efecto del número total de hijos casados y solteros: un incremento de los primeros supone un aumento de la fracción de madres que viven solas, mientras que un incremento de los segundos, se traduce en una reducción de la misma.

Si se calcula la distribución del estado civil en la muestra y en la submuestra de hijos que viven con sus madres, se obtiene que, aunque los hijos casados representan más de dos tercios de la muestra de hijos (un 68.1%), cuatro quintos de los hijos que viven con sus madres son solteros (un 79.3%). Esto pone de manifiesto, nuevamente, el gran impacto que tiene el estado civil de los hijos en la formación de los tipos de hogares.

Además de analizar los efectos por niveles, también se han analizado los efectos relativos de la composición de los hijos. Para ello, se utiliza el mismo procedimiento que se empleó en el caso de la variable sexo: se calcula la fracción de hijos casados sobre el total de hijos y, a continuación y en función de este ratio, se clasifican las madres en cuatro grupos. El primer grupo se compone de las madres que tienen un baja proporción de hijos casados, entre 0 y 0.25, o alternativamente, de las madres que tienen una alta proporción de hijos solteros, entre 0.75 y 1.0. El resto de los grupos se interpreta de manera análoga. Finalmente, se calcula la fracción de madres que viven solas en cada uno de los grupos.

Las fracciones de madres que viven solas para cada uno de los cuatro grupos (de menor a mayor) son: 45.3%, 56.1%, 61.6% y 87.7%, respectivamente. La interpretación de estas cifras es clara: un mayor número relativo de hijos casados implica un incremento en la fracción de madres que viven solas, lo que confirma los resultados (en términos absolutos) obtenidos en la Tabla 5.1. A modo de conclusión, se puede afirmar que el estado civil de los hijos parece ser un factor clave en la determinación de los tipos de hogares.

5.2.4 La edad de los hijos

Para finalizar esta sección, se analiza el efecto de la edad de los hijos. En la submuestra de madres que viven con algún hijo se observa que, en el 42% de los casos, éste es el más joven y, tan sólo en el 23% de los casos, la madre vive con el hijo de mayor edad. La Tabla 5.2 refleja el porcentaje de madres que viven solas atendiendo a la edad media de sus hijos. Las cifras apuntan que cuanto mayor es la edad media de los hijos, mayor es este porcentaje.

Tabla 5.2: Porcentaje de madres que viven solas en función de la edad de sus hijos

Edad Media de los Hijos	% Madres que viven solas
< 40	60.7
40-45	67.8
45-50	72.1
50-55	77.2
55 >	76.6

Podría ocurrir que la edad y el estado civil de los hijos estuvieran relacionados. De esta manera, la relativa propensión de la madre a vivir con hijos jóvenes estaría motivada por el hecho de que la madre tenga una mayor predisposición a vivir con los hijos solteros frente a los casados. En este sentido, sería interesante modelizar los tipos de hogares de las madres y sus hijos de forma dinámica: las madres pueden, primero, vivir con sus hijos solteros más jóvenes; cuando éstos envejecen, pueden vivir con un hijo casado o con un hijo soltero. Sin embargo, este efecto no parece ser tan significativo en la medida en que alrededor del 75% de las madres tienen hijos con una edad media comprendida entre los 40 y los 55 años y, para este rango de edad la posible relación entre el estado civil y la edad no es tan evidente.

5.2.5 Resumen de la evidencia: el estado civil de los hijos

El análisis descriptivo que se ha realizado en esta sección permite afirmar que, aparte de la distribución conjunta de la renta de madres e hijos, existen otras variables relevantes en la determinación de los tipos de hogares. Entre ellas, el estado civil de los hijos se revela como la más importante y, en menor medida, se podría considerar el número total de los hijos y la edad de los mismos. El sexo de los hijos, por el contrario, no parece ser un factor determinante.

Puesto que el estado civil de los hijos es una de las variables fundamentales, el análisis que se desarrolla a lo largo del resto del capítulo se centra en el estudio de la distribución conjunta de la renta, el estado civil y los tipos de hogares de madres e hijos en 1970 y el cambio de la misma en 1990.

Una razón adicional se encuentra en las dificultades técnicas que plantea seleccionar más de una variable. Como se explicó en el Capítulo 3, la carencia, en las muestras de 1970 y 1990, de información necesaria se puede resolver con la imputación de algunas propiedades de la muestra extraída del AHEAD 93 a las primeras obtenidas del IPUMS. En concreto, es suficiente imputar la distribución conjunta de las variables que se pretenden analizar para caracterizar la muestra deseada. En la imputación, cada variable supone una partición de la muestra. De esta manera, si se considera más de una variable, la partición total resultante sería exactamente el producto del número de particiones de cada una de ellas por separado. Por ejemplo, si se considera simultáneamente la renta, el estado civil y el sexo de los hijos, se obtendrían sesenta y cuatro grupos diferentes (dieciséis de la renta, por dos del sexo y dos del estado civil). Teniendo en cuenta que en el AHEAD 93 existen 1053 mujeres viudas, esta partición podría suponer, o bien la aparición de grupos sin ninguna densidad, o bien de grupos que, aun con una densidad positiva, estuvieran constituidos por un número reducido de agentes y, por tanto, que no fueran lo suficientemente representativos para que, a partir de los mismos, se pudieran extraer conclusiones.

Por todo ello, se ha optado por seleccionar, únicamente, el estado civil de los hijos como variable adicional a incluir en el modelo. En la siguiente sección se describe, con más detalle, el proceso de imputación realizado para el caso particular de esta variable.

5.3 Relación entre la renta, el estado civil de los hijos y los tipos de hogares: el mecanismo de imputación

Como ya se ha comentado en distinta ocasiones, las propiedades de la muestra del IPUMS no hacen posible el análisis de la relación que existe entre los tipos de hogares de las mujeres viudas y las características de sus hijos. Esto supone un serio problema para la investigación planteada, pues, como se acaba de mostrar, las características de los hijos son fundamentales para comprender por qué viven, o no, con sus madres.

Este problema se solucionó en el Capítulo 3, cuando el objetivo era encontrar la distribución conjunta de la renta y los tipos de hogares de las madres y sus hijos, imputando la distribución conjunta de la rentas intergeneracionales desde el AHEAD 93 al IPUMS 70 y 90.

En este capítulo, además del efecto de la renta, se desea recoger el efecto del estado civil de los hijos. Para ello, se emplea el mismo procedimiento que se utilizó en el caso de la renta. Así, una vez que se obtiene la distribución conjunta de la renta y el estado civil de los hijos en la muestra del AHEAD 93, se establece el supuesto de que permanece constante a lo largo del tiempo y, entonces, se imputa a 1970 y a 1990. La imputación de esta distribución permite utilizar la información que posee el IPUMS para crear pares de madres e hijos y, por tanto, caracterizar la muestra que se requiere para calcular la distribución de los tipos de hogares y, posteriormente, estimar el modelo que se considera.

El proceso anterior requiere un cuidado especial por varias razones. La primera es que

los resultados que se obtienen son diferentes si, en lugar de imputar primero la renta, se imputa el estado civil. Esto se debe a que la imputación de la renta implica una ordenación y una clasificación de todos los individuos y, por tanto, cualquier modificación en el tamaño de la muestra o cualquier partición de la misma que implicara reorganizar nuevamente a los individuos, supondría obtener una nueva ordenación y, en consecuencia, alterar por completo los resultados obtenidos previamente.

Si se imputa primero la renta, se procedería de la misma manera que en el Capítulo 3. Se comienza definiendo cuatro grupos de igual tamaño, tanto para las madres como para los hijos. Para ello, se ordenan y se clasifican todos los individuos por su nivel de renta. El primer grupo queda constituido por el 25% de la población con menor nivel de renta y así, sucesivamente, se van distribuyendo todos los demás. A continuación, se construye la distribución conjunta de la renta a partir del AHEAD 93 y se imputa a las muestras del IPUMS. Como el objetivo es imputar conjuntamente el estado civil, lo único que restaría por hacer es controlar la distribución conjunta de la renta por esta variable. De esta manera, se obtendrían dos distribuciones: una para hijos casados y otra para hijos solteros, tales que la suma de ambas generaría de nuevo la distribución conjunta de la renta original.

Si el proceso fuese al contrario, primero se calcularía la distribución del estado civil de los hijos, creándose dos submuestras independientes. Una vez separados los hijos casados de los solteros, se definirían los cuartiles correspondientes para cada una de las submuestras y se obtendría, una distribución conjunta de renta para hijos casados y otra para los solteros. Sin embargo, todos los individuos del primer cuartil de cada una de estas distribuciones no tienen por qué pertenecer al primer cuartil de la distribución que se obtiene antes de clasificarlos por su estado civil; lo mismo ocurre para los restantes cuartiles. Es decir, el 25% de los hijos más pobres no coincidiría con el 25% de los hijos casados más pobres, ni con el 25% de los hijos solteros más pobres. De hecho, muchos de los hijos que pertenecían al segundo o al tercer cuartil de la distribución general, podrían estar incluidos ahora, por ejemplo, en el primer cuartil de la distribución de los hijos casados, o en el primero de la

distribución de los hijos solteros.

En consecuencia, para poder realizar comparaciones entre los resultados de este capítulo y los del Capítulo 3, es necesario mantener la clasificación inicial de los individuos en términos de renta y, por tanto, calcular la distribución conjunta de la renta y del estado civil partiendo de la distribución conjunta de la renta.

Una vez resuelta esta cuestión, surge un nuevo problema relacionado con el propio proceso de imputación. Cuando se controla la distribución conjunta de la renta por el estado civil, como se ha comentado más arriba, es fácil recuperar la distribución conjunta de la renta: basta con agregar las frecuencias de los hijos solteros a las de los hijos casados en cada uno de los grupos de renta. De esta manera, se obtienen, tanto las fracciones de las madres y los hijos que hay en cada grupo, como las distribuciones marginales para cada uno de ellos. Si únicamente se desea imputar la distribución conjunta de la renta al IPUMS, basta con definir los mismos grupos para madres e hijos. Puesto que las distribuciones marginales son las mismas en todos los años, la imputación sería sencilla. Sin embargo, si lo que se desea es imputar simultáneamente la distribución de la renta y el estado civil, el proceso no es trivial, puesto que las distribuciones marginales de madres y de hijos resultantes no tienen por qué ser las mismas.

Una vez definidos los grupos de renta en todos los años, lo que da lugar a idénticas distribuciones marginales de la renta para las madres y los hijos, se debe controlar por el estado civil. En este sentido, en la medida en que cambia la distribución del estado civil, las distribuciones marginales que se obtienen para los hijos casados y los solteros podrían ser diferentes entre años. Por ejemplo, puede ocurrir que el año 1970 los hijos casados fueran más ricos y se concentraran más en el último cuartil, mientras que, en 1993, los hijos casados fueran más pobres y se estuvieran localizando en los primeros cuartiles; o bien que las madres de hijos solteros fueran más pobres en 1970 que en 1993, concentrándose al principio en el primer cuartil y, posteriormente, en los cuartiles medios o superiores. De esta manera, si

las distribuciones marginales para cada una de las categorías de estado civil son diferentes en cada año, no es posible imputar las frecuencias conjuntas de 1993, como se hizo para el caso de la renta, puesto que no se puede establecer una relación directa entre las frecuencias conjuntas y las diferentes distribuciones marginales.

Por ejemplo, en 1993 podría ocurrir que: el 15.0% de los hijos casados fueran pobres, el 8.0% de las madres de hijos casados también fueran pobres y, además, tan sólo el 4% de los hijos casados pobres tuvieran madres pobres. Mientras, en 1970, los porcentajes podrían ser: el 5.0% de hijos casados pobres y el 18.0% de las madres de hijos casados pobres. En estas circunstancias, no sería posible imputar la frecuencia conjunta, 4%, de 1993 a 1970, puesto que los tamaños de los grupos son diferentes y, es más, ni siquiera se podría deducir cuál sería su valor en función de las frecuencias marginales, ya que el cambio entre los dos años no es proporcional.

En este caso, la mejor alternativa posible consiste en obtener las frecuencias conjuntas de los grupos, no imputándolas directamente desde el AHEAD 1993, sino calculándolas a través de las distribuciones marginales. En otras palabras, se imputaría en una sola dimensión, o bien la distribución marginal de los hijos, o bien la de las madres, para los dos estados civiles considerados. Lógicamente, los resultados son diferentes si se escoge imputar la distribución marginal de las madres en lugar de la de los hijos.

Una vez realizada la imputación de las distribuciones marginales tanto para los hijos casados como para los solteros, se puede recuperar la distribución conjunta de la renta agregando una a la otra. En este sentido, se debe señalar que, puesto que no se imputa directamente la distribución conjunta, sino las distribuciones marginales, cuando se agrega, la distribución conjunta resultante no tiene por qué ser idéntica a la de la muestra original (AHEAD 93). Afortunadamente, los resultados que se han obtenido imputando la distribución marginal de los hijos permiten obtener una distribución conjunta prácticamente igual a la de los datos de 1993. A continuación, se describe, paso por paso, el proceso de imputación.

• **Primero:** AHEAD 93

El proceso comienza a partir de la distribución conjunta de la renta que se obtuvo en la Sección 3.5 del Capítulo 3 (que quedó reflejada en la Tabla 3.4 del Capítulo 3). Una vez calculada dicha distribución, se procede a incluir el estado civil. Para ello, basta con controlar la distribución por esta variable. Así, se obtiene, de una manera sencilla, la distribución conjunta de la renta y el estado civil de madres y de hijos o, lo que es lo mismo, la distribución conjunta de la renta para las madres y los hijos casados, y la equivalente para los hijos solteros. La Tabla 5.3 expresa de manera compacta estas distribuciones.

Tabla 5.3: **Distribución conjunta del AHEAD 93, estado civil tipo z**

		Madres ^{z}				Marginal ^{z}
		0-25	25-50	50-75	75-100	
Hijos ^{z}	0-25	P_{11}^z	P_{12}^z	P_{13}^z	P_{14}^z	$P_{1.}^z$
	25-50	P_{21}^z	P_{22}^z	P_{23}^z	P_{24}^z	$P_{2.}^z$
	50-75	P_{31}^z	P_{32}^z	P_{33}^z	P_{34}^z	$P_{3.}^z$
	75-100	P_{41}^z	P_{42}^z	P_{43}^z	P_{44}^z	$P_{4.}^z$
Marginal ^{z}		$P_{.1}^z$	$P_{.2}^z$	$P_{.3}^z$	$P_{.4}^z$	100.

La Tabla 5.3 muestra las dieciséis combinaciones que se producen al cruzar los cuatro tipos de renta definidos para las madres y los hijos, cuando el estado civil de los estos últimos es z . El estado civil, z , toma el valor m si el hijo está casado y el valor s si el hijo no lo está. En el caso de las madres, el superíndice z hace referencia al estado civil de su hijo. Por tanto, la distribución conjunta de la renta y el estado civil se compone de treinta y dos grupos diferentes, dieciséis grupos de renta para cada una de las dos alternativas del estado civil. Se denota con $P_{i,j}^z$ la proporción que existe de madres renta-tipo j , con hijos renta-tipo i y con un estado civil z . La suma de los elementos $P_{i,j}^z$ a lo largo de las columnas y de las filas dan como resultado las distribuciones marginales de las madres y los hijos,

respectivamente, cuando el estado civil es $z \in \{m, s\}$.

Hay que indicar que las distribuciones marginales para cada uno de los tipos (m, s) no tienen por qué ser las mismas, ya que puede suceder que las madres de los hijos casados sean relativamente más pobres que las de los solteros, o viceversa; lo mismo ocurre en el caso de los hijos, si los solteros son relativamente más pobres o más ricos que los casados.

Para recuperar la distribución marginal agregada, basta con sumar las frecuencias marginales de cada uno de los tipos z . Esto es una consecuencia directa de que la suma de las distribuciones conjuntas por tipos genera la distribución conjunta agregada. Formalmente, sea la distribución conjunta agregada,

$$P_{i,j} = \sum_z P_{i,j}^z = P_{i,j}^m + P_{i,j}^s, \quad i, j = 1, \dots, 4 \quad z = m, s \quad (5.1)$$

Entonces, las distribuciones marginales agregadas de las madres y de los hijos se obtienen de la siguiente manera

$$P_{i,\cdot} = \sum_j (P_{i,j}^m + P_{i,j}^s) = P_{i,\cdot}^m + P_{i,\cdot}^s = 0.25, \quad i = 1, \dots, 4 \quad (5.2)$$

$$P_{\cdot,j} = \sum_i (P_{i,j}^m + P_{i,j}^s) = P_{\cdot,j}^m + P_{\cdot,j}^s = 0.25, \quad j = 1, \dots, 4 \quad (5.3)$$

La suma acumulativa de las frecuencias de las distribuciones marginales da como resultado el 100% de la muestra.

• **Segundo:** La muestra de individuos del IPUMS 1970 y 1990

En la muestra del IPUMS se seleccionan los hogares de las mujeres viudas que viven solas y los hogares de sus hijos. Del total de hogares de los hijos se selecciona, para 1970 y para 1990, una submuestra con, exactamente, el mismo tamaño que la submuestra de mujeres viudas que viven solas en cada año. Así, por cada mujer viuda que vive sola, hay un hijo

que también vive solo ².

A continuación, se seleccionan aquellos hogares en los que las mujeres viudas están viviendo con sus hijos, tanto para 1970 como para 1990. Cuando se agregan estos hogares a los anteriores, se obtiene la muestra total de madres y de hijos, que contiene un número igual de madres que de hijos.

- **Tercero:** Las distribuciones marginales de la renta y estado civil del IPUMS 1970 y 1990

A partir de la muestra total, se definen cuatro grupos de renta de igual tamaño (un cuarto de la muestra), tal y como se realizó en el primer paso para el AHEAD 93 y, seguidamente, se ordenan todas las mujeres viudas y todos los hijos en función de los dichos grupos de renta. La combinación de estas distribuciones marginales produce dieciséis grupos madre-hijo diferentes.

Una vez clasificados los individuos por nivel de renta, se considera su estado civil. Igual que en el primer paso, para la muestra del AHEAD 93, se controlan las distribuciones marginales por esta variable y, así, se obtienen, de manera inmediata, las distribuciones marginales de la renta de madres y de hijos, por cada estado civil ³. De este modo, se forman treinta y dos grupos diferentes, dieciséis para cada estado civil.

También en este caso, las distribuciones marginales de cada uno de los tipos (m, s) no tienen por qué ser iguales y, para recuperar las distribuciones marginales agregadas (sin distinguir por el estado civil), bastaría con sumar las frecuencias marginales de cada uno de los tipos. Sin embargo, estas distribuciones marginales tampoco tienen por qué coincidir con las del AHEAD 93 (ecuaciones 5.2 y 5.3), puesto que la distribución del estado civil no es la misma en todos los años. Formalmente, se está indicando que, para las distribuciones

²Para más detalles véase la Sección 3.5 del Capítulo 3.

³La única diferencia respecto al primer punto es que en la muestra del IPUMS sólo se pueden obtener las distribuciones marginales y no la distribución conjunta.

marginales de las madres en todos los años, se obtiene que

$$P_{i,\cdot}^{z,70} \neq P_{i,\cdot}^{z,90} \neq P_{i,\cdot}^z, \quad i = 1, \dots, 4; \quad z = m, s$$

No obstante, como se comentó anteriormente, se verifica que

$$P_{i,\cdot} = \sum_z P_{i,\cdot}^{z,70} = \sum_z P_{i,\cdot}^{z,90} = \sum_z P_{i,\cdot}^z = 0.25$$

Para el caso de los hijos se expresaría de manera análoga.

A continuación y para cada uno de los treinta y dos grupos, se calculan las fracciones que representan a todos los pares madre-hijo que conviven. Se denota con $T_{i,j}^z$ a la proporción de madres renta-tipo j , con hijos renta-tipo i y con un estado civil z que residen juntos.

- **Cuarto:** La imputación de la distribución conjunta a la muestra del IPUMS

Una vez obtenidas las fracciones $T_{i,j}^z$ para todos los grupos madre-hijo y para cada año, únicamente resta obtener, en cada uno de ellos, las fracciones de los individuos que están viviendo solos. Se denota por $A_{i,j}^z$, la proporción de madres renta-tipo j , con hijos renta-tipo i y estado civil z que están viviendo solos.

Puesto que los individuos sólo pueden vivir o solos, o juntos y, además, se conoce la fracción de los que viven juntos para cada grupo, basta con averiguar la proporción existente de madres e hijos en cada grupo para obtener, de forma inmediata, la proporción de los que viven solos.

En el Capítulo 3, se imputaba la distribución conjunta de rentas del AHEAD 93 ($P_{i,j}$, $\forall i, j$) y se calculaban las fracciones de los individuos que vivían solos, $A_{i,j}$, $\forall i, j$, para cada año, de acuerdo con la siguiente expresión.

$$A_{i,j} = P_{i,j} - T_{i,j}$$

Esto era posible porque las distribuciones marginales entre los años eran idénticas. Sin embargo, en este caso se considera el estado civil, y las distribuciones marginales para cada uno de los tipos no tienen por qué ser iguales, tal y como se comentó anteriormente. Al cambiar las distribuciones marginales, tanto de las madres, como de los hijos, las frecuencias conjuntas que se obtienen del AHEAD 93 no se pueden imputar a las muestras del IPUMS.

Las frecuencias $P_{i,j}^z$ se definen a partir de la conjunción de los grupos $P_{i,\cdot}^z$ y $P_{\cdot,j}^z$, puesto que, en el IPUMS, estos grupos son de diferente tamaño ($P_{i,\cdot}^{z,70}$ y $P_{\cdot,j}^{z,70}$ para 1970 y $P_{i,\cdot}^{z,90}$ y $P_{\cdot,j}^{z,90}$ para 1990), en general, no se puede establecer una relación directa entre ambas. Si las distribuciones marginales de madres e hijos en las muestras del IPUMS fueran o bien idénticas, o bien proporcionales a las del AHEAD, se podría imputar la distribución conjunta sin problemas.

Es decir, si es cierto que

$$\begin{aligned} P_{i,\cdot}^{m,70} &= aP_{i,\cdot}^m & \text{y} & & P_{\cdot,j}^{m,70} &= aP_{\cdot,j}^m & i, j = 1, \dots, 4; & a > 0 \\ P_{i,\cdot}^{s,70} &= bP_{i,\cdot}^s & \text{y} & & P_{\cdot,j}^{s,70} &= bP_{\cdot,j}^s & i, j = 1, \dots, 4; & b > 0 \end{aligned}$$

entonces

$$P_{i,j}^{m,70} = aP_{i,j}^m, \quad i, j = 1, \dots, 4 \quad (5.4)$$

$$P_{i,j}^{s,70} = bP_{i,j}^s, \quad i, j = 1, \dots, 4 \quad (5.5)$$

donde la constante a recoge la diferencia del peso relativo de los hijos casados entre 1970 y 1993, y la constante b recoge la diferencia del peso relativo de los hijos solteros para los mismos años. El razonamiento sería el mismo para 1990.

En caso que las distribuciones marginales de las madres y de los hijos no coincidan para los diferentes años, ni guarden una proporción determinada como ocurre en la realidad, una posible solución sería omitir una de las dos dimensiones e imputar la restante. De esta

manera, se estima una distribución conjunta para 1970 y para 1990 a partir de una sola de las distribuciones marginales de 1993. No obstante, la distribución conjunta resultante no tiene por qué ser igual a la de los datos; tan sólo en el caso en que las distribuciones marginales de todos los años fueran idénticas, la distribución estimada correspondería a la distribución conjunta que se obtiene de los datos.

Siguiendo con el procedimiento para el año 1970 (para el año 1990 sería de forma análoga), si se imputa la distribución marginal de los hijos, entonces se obtendría la siguiente distribución conjunta

$$\hat{P}_{i,j}^{z,70} = P_{\cdot,j}^{z,70} \frac{(P_{i,j}^z)}{(P_{\cdot,j}^z)}, \quad i, j = 1, \dots, 4 \quad z = m, s \quad (5.6)$$

Conviene observar que la distribución marginal de los hijos en 1970 no cambia con respecto a la de los datos

$$\hat{P}_{\cdot,j}^{z,70} = \sum_i \hat{P}_{i,j}^{z,70} = P_{\cdot,j}^{z,70} \quad i, j = 1, \dots, 4 \quad z = m, s \quad (5.7)$$

Sin embargo, la distribución marginal de las madres que resulta de la distribución conjunta estimada, no tiene por qué coincidir con la de los datos originales. Incluso, aun cuando las distribuciones marginales de los hijos de ambos años sean idénticas y, por tanto, $\hat{P}_{i,j}^{z,70} = P_{i,j}^z$, $\forall i, j$ y $\forall z$ (véase la ecuación 5.6), la distribución marginal estimada de la madre puede ser diferente a la de los datos. En definitiva, el error de la imputación será menor cuanto más se asemejen las distribuciones marginales estimadas de las madres a las observadas en los datos. El mejor de los casos, con un error de imputación cero, sería aquél en el que estas distribuciones fueran idénticas. Esta situación implicaría que la distribución conjunta resultante de 1970 sería igual a la del AHEAD 93 (tal y como ocurría en la imputación de la renta del Capítulo 3).

El procedimiento de imputación de la distribución marginal de las madres sería equivalente al de los hijos. Al final, se empleará aquella de las dos distribuciones que produzca

un menor error y que, por tanto, permita obtener una distribución conjunta agregada que sea lo más similar posible a la de la muestra del AHEAD. Este hecho permitirá hacer comparaciones entre los resultados de este capítulo con los del Capítulo 3 sin cometer un error excesivo.

Con la distribución conjunta obtenida ($\hat{P}_{i,j}^z$, $\forall i, j$ y $\forall z$) y de acuerdo con la siguiente expresión, se calculan las fracciones de los individuos que viven solos, $A_{i,j}^z$, $\forall i, j$ y $\forall z$, para cada año.

$$A_{i,j}^z = \hat{P}_{i,j}^z - T_{i,j}^z$$

En este punto es posible que aparezca un problema adicional. En la medida en que no se imputa la distribución conjunta sino una de las marginales y, por tanto, la distribución conjunta resultante no sea exactamente igual a la de los datos, puede ocurrir que, en algunos grupos, la fracción de los individuos que viven juntos, $T_{i,j}^z$, sea mayor que la fracción total del grupo, $P_{i,j}^z$. Ello supondría la fracción obtenida de individuos que viven solos, $A_{i,j}^z$, sería negativa. En este caso, la solución no sería fácil. Si al imputar las dos distribuciones marginales ocurre lo mismo, habría que establecer algún otro criterio de imputación. En cualquier caso, hay que señalar que los resultados obtenidos en esta investigación no presentan estos problemas.

Llegados a este punto, únicamente resta construir los pares madre-hijo entre los individuos que integran las proporciones $A_{i,j}^z$ de los datos. Para ello, se unen mujeres viudas e hijos de manera aleatoria. Como el número de mujeres viudas que viven solas coincide con el número de hijos que viven solos, cada mujer viuda se convierte en madre de un único hijo. Esto permitirá obtener la renta media de las madres y los hijos que pertenece a cada par i, j e identificar toda la muestra.

Los resultados de la imputación se presentan en la sección siguiente.

5.4 Distribución conjunta de la renta, el estado civil y los tipos de hogares en 1970 y en 1990

Una vez calculadas las distribuciones conjuntas de la renta, el estado civil y los tipos de hogares de la manera que ha sido descrita en la sección anterior para 1970 y para 1990, se puede analizar la relevancia que el estado civil de los hijos tiene en la determinación de los tipos de hogares y en la explicación del cambio en la distribución de los mismos.

5.4.1 Distribución conjunta de la renta y el estado civil

En primer lugar, la Tabla 5.4 recoge la distribuciones marginales de las madres y de los hijos por el estado civil en 1970 y en 1990, antes y después de imputar cada una de ellas por separado. No obstante, a efectos de facilitar su interpretación, cabe señalar que los valores de la tabla expresan las distribuciones marginales en cada una de las submuestras (casados y solteros), en lugar de la muestra total. Para recuperar las distribuciones marginales de toda la muestra, se multiplican las distribuciones marginales de cada tipo por las frecuencias totales de cada uno de ellos (57.3% para los hijos casados y 42.7% para los hijos solteros en 1970, y 47.0% y 53.0% en 1990). Si, a continuación, se agregan estas distribuciones marginales, se obtiene la distribución conjunta agregada estimada de la renta.

Las cifras que aparecen entre paréntesis expresan las distribuciones marginales de los datos, mientras que las cifras mostradas en **negrita** expresan las distribuciones marginales estimadas. Hay que resaltar que la distribución marginal real coincide siempre con la estimada si se está imputando en esa dimensión. De esta manera, si se imputa la distribución marginal de los hijos, la distribución de las madres resultante no será la de los datos sino la estimada, que aparece representada por los números en **negrita**, mientras que la distribución marginal de los hijos será la de los datos (los números que se muestran entre paréntesis). Si,

Tabla 5.4: Distribución marginal de la renta y el estado civil , real y estimada
Imputación de distribución marginal

1970:		Casados		Solteros	
		Madres	Hijos	Madres	Hijos
	Grupo 1	22.1 (24.5)	9.9 (14.1)	29.4 (25.6)	48.8 (39.7)
Hijos	Grupo 2	25.5 (25.3)	23.7 (25.1)	23.2 (24.7)	28.8 (24.8)
	Grupo 3	26.2 (25.3)	30.1 (30.9)	24.2 (24.5)	16.4 (17.1)
	Grupo 4	26.2 (24.9)	36.3 (29.9)	23.2 (25.2)	6.0 (18.4)
1990:		Casados		Solteros	
		Madres	Hijos	Madres	Hijos
	Grupo 1	21.4 (21.0)	9.8 (13.3)	28.8 (25.1)	48.2 (35.3)
Hijos	Grupo 2	25.4 (25.0)	23.7 (23.3)	23.4 (25.2)	28.9 (26.5)
	Grupo 3	26.5 (26.5)	30.3 (29.4)	24.0 (25.0)	16.5 (21.1)
	Grupo 4	26.7 (27.5)	36.2 (34.0)	23.8 (24.7)	6.4 (17.1)

por el contrario, se imputa la distribución marginal de las madres, entonces la distribución marginal de los hijos será la estimada y la de las madres será la de los datos. Por tanto, la Tabla 5.4 expresa, simultáneamente, de manera sintética y para cada agente, las distribuciones reales y las estimadas que resultan de las dos imputaciones posibles para los dos años.

Si se comparan, por tanto, las columnas de la tabla, se observa que la distribución marginal estimada se asemeja en mayor medida a la distribución real en el caso de las madres. Esto ocurre para los dos años, tanto para la submuestra de los casados, como para la de los solteros. De hecho, los peores resultados se obtienen siempre en el primer y el último grupo de los hijos (cuando se imputa la distribución marginal de las madres), especialmente en el caso de los solteros. Tanto en este caso como en el de los casados, la distribución estimada es más uniforme que la de los datos. Esto implica una reducción en la concentración de los hijos casados en los grupos de renta superiores y un incremento en el caso de los solteros. Por tanto, a partir de la observación de la Tabla 5.4, se puede concluir que los resultados de la imputación de la distribución marginal de los hijos son mejores que los que se obtienen con la imputación de la distribución marginal de las madres y, así, esta última será la elegida. La distribución conjunta de la renta por estado civil para los dos años se recoge en las Tablas 5.11 y 5.12 que aparecen en el Apéndice.

Un aspecto a destacar, al margen de la elección de la imputación, es la existencia de diferencias significativas en las distribuciones entre agentes de distintos tipos. En los dos años, se observa que la distribución marginal de las madres es relativamente uniforme, mientras que la de los hijos es bastante desigual. Los hijos casados se concentran fundamentalmente en los dos últimos cuartiles, mientras que los hijos solteros lo hacen en los primeros. Esto indica que los hijos solteros son relativamente más pobres que los hijos casados, tanto en 1970 como en 1990, y que, además, no hay diferencias importantes entre ambos años.

A continuación, ya es posible obtener la distribución conjunta de la renta agregada. Para

ello, como se comentó anteriormente, se suman las distribuciones conjuntas de los casados y solteros resultantes de la imputación. Los resultados para ambos años se muestran en la Tabla 5.5. Siguiendo el esquema de la Tabla 5.4, las cifras que están entre paréntesis se refieren a la distribución conjunta del AHEAD 93, mientras que las que están en negrita reflejan la distribución conjunta estimada. Se debe observar que las distribuciones marginales estimadas de las madres no coinciden exactamente con las del AHEAD 93. La razón, como se explicó con anterioridad, está en el hecho de que son precisamente distribuciones estimadas y no las distribuciones reales de los datos.

Tabla 5.5: Distribución conjunta del AHEAD 93 e IPUMS 70 y 90

1970:		Madres				Marginal
		0-25	25-50	50-75	75-100	
Hijos	0-25	8.9 (9.1)	6.3 (6.3)	5.7 (5.6)	4.1 (4.0)	25.0
	25-50	8.1 (8.1)	6.8 (6.7)	5.9 (5.9)	4.2 (4.3)	25.0
	50-75	4.1 (3.9)	6.9 (7.1)	5.7 (5.7)	8.3 (8.3)	25.0
	75-100	4.1 (3.9)	4.5 (4.9)	8.1 (7.8)	8.3 (8.4)	25.0
Marginal		25.2 (25.0)	24.5 (25.0)	25.4 (25.0)	24.9 (25.0)	100.
1990:		Madres				Marginal
		0-25	25-50	50-75	75-100	
Hijos	0-25	9.0 (9.1)	6.3 (6.3)	5.6 (5.6)	4.1 (4.0)	25.0
	25-50	7.8 (8.1)	6.8 (6.7)	5.9 (5.9)	4.5 (4.3)	25.0
	50-75	4.3 (3.9)	6.9 (7.1)	5.5 (5.7)	8.3 (8.3)	25.0
	75-100	4.2 (3.9)	4.3 (4.9)	8.2 (7.8)	8.3 (8.4)	25.0
Marginal		25.3 (25.0)	24.3 (25.0)	25.2 (25.0)	25.2 (25.0)	100.

No obstante, la Tabla 5.4 mostró que las distribuciones marginales de las madres (tanto la real como la estimada) se aproximaban bastante cuando se imputaba la distribución marginal

de los hijos. Por esta razón, a pesar de no ser idénticas, en la Tabla 5.5 se observa que son bastante similares y ello explica que no existan diferencias significativas en las frecuencias de los grupos (como se puede ver, las distribuciones conjuntas son muy similares).

Para terminar, una vez que se ha obtenido la distribución conjunta de la renta y el estado civil para ambos años, se calcula distribución de los tipos de hogares para cada uno de los grupos. Los resultados para cada año se muestran en el siguiente apartado.

5.4.2 Distribución de los tipos de hogares en 1970 por grupos de renta y estado civil

Como se acaba de mostrar, las mujeres viudas y los hijos están ordenados en cuatro grupos de renta que no son homogéneos. La partición de la muestra entre los dos tipos de estado civil, ha puesto de manifiesto las diferencias existentes entre las distribuciones marginales para los dos agentes y por cada tipo (casado y soltero). De hecho, se observa que los hijos casados se concentran en los cuartiles superiores, mientras que los solteros lo hacen en los inferiores; para las madres, no se encuentran diferencias significativas. Puesto que se ha optado por imputar la distribución marginal de los hijos, los tamaños de los grupos de la Tabla 5.6 quedan definidos a partir de la primera columna de las madres (números en negrita) y la segunda de los hijos (números entre paréntesis) de la Tabla 5.4.

La Tabla 5.6 muestra la distribución de los tipos de hogares para cada uno de los grupos en 1970. En el Apéndice, la Tabla 5.11 refleja la distribución conjunta de la renta y el estado civil. En la Tabla 5.6 se representa la fracción de madres renta-tipo j , con hijos renta-tipo i y estado civil z que están viviendo solos, $A_{i,j}^z \forall i, j, z$. Si se multiplica, grupo a grupo, la fracción de madres que viven solas por la fracción de individuos existente, $P_{i,j}^z$ y, seguidamente, se agregan todos los productos, entonces se obtiene la fracción total de mujeres viudas que viven solas en 1970, es decir, un 62% (véase la Tabla 3.2 en la Sección 3.3).

Tabla 5.6: Porcentaje de mujeres viudas que viven solas
por cuartiles y por estado civil (1970)

		Con Hijos Casados				Madres	Con Hijos Solteros			
		22.1	25.5	26.2	26.2		29.4	23.2	24.2	23.2
Hijos	14.1	65.4	76.1	87.6	88.5	39.7	34.4	42.9	41.0	39.1
	25.1	71.7	76.3	80.6	83.8	24.8	27.8	52.2	52.0	50.0
	30.9	35.3	68.5	74.5	89.2	17.1	38.5	61.5	45.3	75.7
	29.9	15.2	44.3	72.5	80.8	18.4	58.3	57.7	84.1	81.2

Si el cálculo anterior se realiza únicamente para el caso de los hijos casados, se obtiene que la fracción de madres que viven solas es el 40.6%. Es decir, se puede afirmar que el 70.7% de las madres que tienen hijos casados viven solas. Si se seleccionan los hijos solteros, se obtiene que un 21.4% de las madres viven solas o, de otra manera, que un 50.2% de las madres que tienen hijos solteros viven solas. Lógicamente, si se suma el 21.4% con el 40.6%, se obtiene el 62% total.

Por tanto, el primer hecho relevante que se deduce de la Tabla 5.6 es el gran efecto que posee el estado civil de los hijos sobre la distribución de los tipos de hogares. La fracción de madres que viven solas es un 40% mayor en el caso de tener hijos casados que en el caso de tener hijos solteros. Si se desagrega este efecto por grupos de renta, también se encuentran diferencias significativas. En concreto, se observa que para las madres pobres, el efecto de la renta de los hijos es diferente en función del estado civil de éstos. En el caso de los hijos casados, si la renta de los mismos crece, aumenta el nivel de convivencia. Por el contrario, en el caso de los hijos solteros, un incremento de su renta ocasiona un crecimiento de la fracción de individuos que viven solos. Estos patrones también se mantienen si se incrementa el nivel de la renta de las madres, aunque los efectos son más suaves. La única excepción sería el caso de las madres de mayor nivel de renta con hijos casados, para las que el efecto no está

muy claro.

Sin embargo, desde el punto de vista de los hijos, los comportamientos son algo más heterogéneos. En el caso de los hijos de menor nivel de renta, incrementos en la renta de las madres provocan aumentos en la fracción de individuos que no viven con su madre si éstos están casados. Si se trata de hijos solteros, parece que existe una cierta independencia del nivel de la renta de la madres. El comportamiento es similar para el resto de grupos de renta de los hijos casados. A medida que aumenta la renta de las madres, se producen incrementos en la fracción de las mismas que viven solas.

En cambio, en el caso de los hijos solteros los patrones son confusos. Para el segundo grupo de renta se observa cierta independencia en la fracción de madres que viven solas ante incrementos en su propia rentas. Sin embargo, si la renta de la madre es la más baja, esta fracción es muy reducida en comparación con el resto (véase celda (2,1)), por lo que se considera una observación atípica. Para los hijos solteros más ricos, se observa un crecimiento del porcentaje de individuos que viven solos cuando la renta de las madres aumenta. En este caso aparecen otros dos datos atípicos, las celdas (3,3) y (4,2), cuyos valores son muy reducidos.

5.4.3 Distribución de los tipos de hogares en 1990 por grupos de renta y estado civil

En esta sección se hace un análisis similar al anterior para los datos de 1990. En este caso, la partición de la muestra por el estado civil es distinta respecto a la de 1970, debido a que la fracción de hijos casados y de hijos solteros es otra. Por esta razón, los tamaños de los grupos son diferentes a los que contiene la Tabla 5.6, tal y como se observa en la Tabla 5.4.

La Tabla 5.7 establece la distribución de los tipos de hogares para las mujeres viudas y sus hijos en 1990. En el Apéndice, la Tabla 5.12 refleja la distribución conjunta de la renta y

Tabla 5.7: Porcentaje de mujeres viudas que viven solas
por cuartiles y por estado civil (1990)

		Madres									
		Con Hijos Casados					Con Hijos Solteros				
		21.4	25.4	26.5	26.7		28.8	23.4	24.0	23.8	
Hijos	13.3	84.6	88.7	94.3	96.5	35.3	49.1	51.3	51.6	53.7	
	23.3	86.2	85.6	89.4	91.8	26.5	62.4	66.9	66.7	65.2	
	29.4	57.6	85.5	87.5	94.6	21.1	69.0	78.7	67.0	82.5	
	34.0	62.5	77.2	86.7	91.3	17.1	81.7	77.3	91.7	91.6	

el estado civil. A pesar de que los grupos son diferentes, las distribuciones marginales para madres e hijos de distintos tipos son bastante similares: los hijos casados están concentrados en los grupos de renta superiores, los solteros en los inferiores y las madres están distribuidas uniformemente para ambos tipos. Como antes, los tamaños de los grupos se determinan atendiendo a la primera columna de las madres (números en negrita) y la segunda de los hijos (números entre paréntesis) de la Tabla 5.4.

En 1990, la fracción total de mujeres viudas que vivían solas era 75.3% (véase la Tabla 3.2 en la Sección 3.3). Si se tiene en cuenta el estado civil de los hijos, se obtiene que, entre ellas, el 40.2% tiene hijos casados y el 35.1% restante tiene hijos solteros. Si se comparan con las de 1970, estas cifras implican una equivalencia en el caso de los hijos casados y un fuerte incremento en el caso de los hijos solteros, alrededor de catorce puntos porcentuales. Si se controla por el estado civil de los hijos, se obtiene que, de todas las madres que tienen hijos casados, el 85.5% viven solas y que, de todas las madres que tienen hijos solteros, el 66.3% viven solas. Esto supone un crecimiento del 21% en el caso de los hijos casados y del 32% en el caso de los hijos solteros.

Por tanto, se observa que entre 1970 y 1990 la fracción total de madres que viven solas se

incrementa en los dos estados civiles, especialmente en el caso de los hijos solteros. Sin embargo, dado que el porcentaje de madres de hijos solteros que viven solas sigue siendo menor que la de los casados, el aumento relativo de los hijos solteros en la población amortigua parcialmente el crecimiento de la fracción total que cabría esperar a priori.

A nivel desagregado, se comprueba que la fracción de madres que viven solas aumenta para todos los grupos de renta y para los dos estados civiles. El mayor incremento tiene lugar en el grupo de las madres pobres con hijos casados ricos, en el que la fracción pasa de un 15.2% en 1970 a un 62.5% en 1990. En cuanto al comportamiento de la distribución de los tipos de hogares a lo largo de los grupos de renta, se observan los mismos patrones que en 1970.

En el caso de los hijos casados, incrementos en el nivel de renta de las madres implican aumentos en la fracción de individuos que viven solos, mientras que incrementos en la renta de los hijos suponen reducciones en dicha fracción. En el caso de los hijos solteros, incrementos en la renta de las madres no producen ningún efecto en la proporción de los individuos que viven solos si los hijos pertenecen a los grupos inferiores de renta. Si los hijos están en la parte alta de la distribución, entonces se incrementa dicha proporción. Además, las celdas (3,3) y (4,2) de la Tabla se identifican como datos atípicos. Finalmente, incrementos en la renta de los hijos casados, producen, en los cuatro casos, aumentos en la fracción de madres que viven solas.

5.5 El modelo con el estado civil de los hijos

Para explicar la distribución conjunta de la renta, el estado civil y los tipos de hogares en 1970 y 1990, se construyen modelos cuyos elementos centrales son las rentas de las madres y de los hijos y el estado civil de éstos últimos. Estos modelos se diseñan partiendo de las características del modelo básico establecido en el capítulo anterior. La razón es

simple: evitar, en la medida de lo posible, el cambio drástico de los aspectos importantes del funcionamiento del modelo básico, para poder realizar, posteriormente, comparaciones entre las predicciones de este modelo y las de los mejores modelos que incorporan el estado civil. Una vez estimados, los modelos más adecuados serán aquéllos que produzcan los menores errores de predicción.

La estrategia de estimación es bastante intuitiva. Para empezar, se divide la muestra en dos, generando la submuestra de hijos casados y la submuestra de hijos solteros. A continuación, del mismo modo que en la Sección 4.3 del Capítulo 3, se plantean diferentes versiones del modelo básico, que se estiman independientemente para cada una de las submuestras creadas. Entonces, se identifican aquellos parámetros cuyos valores estimados coinciden y se impone la igualdad de los mismos para los hijos casados y los solteros. Este tratamiento de los parámetros también se realiza para el caso de las madres. Puesto que en la estimación están incluidos los parámetros de éstas, puede ocurrir que no todos los valores obtenidos sean similares entre sí. Este hecho indicaría que la actitud de la madre hacia sus hijos depende del estado civil de éstos.

Finalmente, con las estimaciones de cada una de las submuestras, se realizan las predicciones y se calcula el error de predicción. El error total del modelo será la suma de los errores de predicción en el caso de los hijos casados y en el caso de los hijos solteros.

A continuación, se expone la versión del modelo básico con la que se han obtenido los mejores resultados, aunque únicamente se describen aquellos elementos que se han modificado respecto al modelo original.

• La función de probabilidad de vivir solos:

Sea z el estado civil de los hijos; entonces la función de probabilidad de vivir solos se define ahora como

$$p_A = \frac{\exp(e_m + e_s)}{\exp(e_m + e_s) + \rho_z \exp^{-(e_m + e_s)}}$$



Esta función refleja el hecho de que la probabilidad de vivir solos puede depender del estado civil de los hijos. Si ni las madres ni los hijos realizan esfuerzos, la probabilidad de que vivan solos es $\frac{1}{1+\rho_m}$ si los hijos están casados y $\frac{1}{1+\rho_s}$ si los hijos están solteros.

• **Las funciones de utilidad de los agentes:**

La función de utilidad de la madre se expresa de la siguiente manera:

$$u_m = -\alpha_{zm} e_m^2 + p_A(e_m, e_s) \log(c_{mA} - \bar{c}_m) + [1 - p_A(e_m, e_s)] [\log(c_{mT} - \bar{c}_m) + \eta_z]$$

Si se compara con la función de utilidad del modelo básico, se observa que, en este caso, tanto la desutilidad que genera la realización de esfuerzos, $-\alpha_{zm} e_m^2$, como la utilidad intrínseca que se deriva del hecho de convivir, η_z , dependen del estado civil del hijo. Sin embargo, la utilidad que produce el consumo de bienes se considera independiente de esta variable.

Esta parametrización es bastante flexible, puesto que permite recoger una amplia casuística. Por ejemplo, podría reflejar tanto una situación en la que las madres que viven con un hijo casado obtienen una utilidad mayor que las que viven con un hijo soltero, como otra en la que las madres que viven con un hijo casado perciben ganancias positivas de utilidad, mientras que las que viven con un hijo soltero obtienen pérdidas ($\eta_{mm} > \eta_{sm}$). Algo similar ocurre con la pérdida de utilidad que experimentan las madres cuando realizan esfuerzos. Por ejemplo, el esfuerzo que tiene que realizar la madre, tanto para convivir como para vivir sola, puede ser más costoso si el hijo está soltero que si el hijo está casado y su cónyuge no dificulta la decisión que éste toma ($\alpha_{sm} > \alpha_{mm}$).

La función de utilidad de los hijos se expresa como:

$$u_s = -\alpha_{zs} e_s^2 + p_A(e_m, e_s) \log(c_{sA}) + [1 - p_A(e_m, e_s)] \log(c_{sT})$$

De manera análoga al caso de las madres, la desutilidad que genera la realización de esfuerzos,

$-\alpha_{zs} e_s^2$, depende del estado civil del hijo, mientras que la utilidad que produce el consumo de bienes no depende de tal variable. Esto significa que inicialmente no cabe esperar diferencias en el disfrute del consumo debido al estado civil, pero sí en el coste de los esfuerzos que se implementan. Por ejemplo, dicho coste podría ser mayor para los hijos casados que para los solteros en el caso que éstos deban alcanzar previamente una acuerdo con su pareja y con sus propios hijos y que, por tanto, exista la posibilidad de que se generen conflictos en su familia.

Otra característica que diferencia a esta función de utilidad de las del Capítulo 3 es que no aparece la constante que acompaña al consumo en la parte de la utilidad que depende de esta variable ($\bar{c}_s = 0$). La razón no es otra que la de reducir el número de parámetros a estimar. Puesto que en el modelo básico tenía un valor positivo, esto indica que, ahora, se reduce el mayor grado de aversión al riesgo del hijo respecto al de la madre.

• Las economías de escala:

En este modelo se emplea una forma particular de rendimientos crecientes a escala en el consumo del hogar que no es la estándar. Mientras que, tradicionalmente, la especificación ha sido lineal, como, por ejemplo, los pesos estimados de la OECD, en este caso se utiliza una forma no lineal.

Si los agentes viven solos, las restricciones presupuestarias no varían respecto al modelo básico: $c_{mA} = y_{mA}$ para la madre y $c_{hA} = \frac{y_{hA}}{\gamma}$ para el hijo, donde γ ahora es el tamaño del hogar de los hijos (se asume que toma el valor uno si los hijos son solteros). Si los agentes viven juntos, se permite que los efectos de la coresidencia sobre los recursos totales del hogar sean diferentes. Por un lado, como ocurría en el caso estándar, existe un efecto sobre el nivel de los recursos, χ_z , que es lineal. Sin embargo, a éste se añade un nuevo efecto no lineal, θ_z , que recoge las diferencias de los rendimientos de escala en función del nivel de la renta total. Puede ocurrir que las economías de escala sean crecientes ($\theta_z > 1$),

constantes ($\theta_z=1$) o decrecientes ($\theta_z < 1$) y, por tanto, que las ganancias de la convivencia sean, proporcionalmente, mayores, iguales o menores para los ricos que para los pobres, respectivamente. De esta manera, se define el consumo privado total del hogar como $c_T = \chi_z (y_{mT} + y_{hT})^{\theta_z}$.

Finalmente, una vez obtenido el consumo total del que disponen las madres y las familias de sus hijos cuando viven juntos, éste se divide de acuerdo a la proporción λ_z . Así, el consumo que recibe la madre es $c_{mT} = c_T \lambda_z$, mientras que el hijo y cada uno de los miembros de su familia recibe $c_{hT} = \frac{c_T}{\gamma} (1 - \lambda_z)$, normalizado por γ .

Todo esto implica que el modelo queda determinado por dieciséis parámetros: la constante que acompaña el consumo de la madre, \bar{c}_m ; dos preferencias directas de la madre por vivir con su hijo, η_{zm} , $z = m, s$; cuatro costes para los esfuerzos, α_{zm} y α_{zs} , $z = m, s$; dos parámetros en la función de la probabilidad de vivir solos, ρ_z , $z = m, s$; un parámetro que mide las economías de escala cuando el hijo vive solo, γ ; cuatro parámetros que miden las economías de escala cuando coreside con la madre, χ_z y θ_z , $z = m, s$; y dos que miden el reparto del consumo en esta situación, λ_z , $z = m, s$.

5.6 Resultados de la estimación del modelo en 1970

A continuación, se presentan los valores de los parámetros que se obtienen cuando el modelo se estima a partir de los datos de 1970. Asimismo, se muestran las asignaciones de equilibrio resultantes y se proporciona una medida de la capacidad del modelo para replicar las propiedades de los tipos de hogares de las mujeres viudas y sus hijos en ese año. El método de estimación que se utiliza es el mismo que el del Capítulo 4.

La Tabla 5.8 recoge las predicciones del modelo para cada uno de los treinta y dos grupos.

Tabla 5.8: Predicción del Modelo para 1970
Porcentaje de madres que viven solas

Error: 0.00782		Madres									
		Con Hijos Casados					Con Hijos Solteros				
		22.1	25.5	26.2	26.2		29.4	23.2	24.2	23.2	
Hijos	14.1	72.7	80.9	83.9	88.8	39.7	37.5	38.6	39.1	39.8	
	25.1	62.1	77.0	81.4	87.6	24.8	45.2	48.6	50.9	58.7	
	30.9	40.9	72.1	78.6	86.6	17.1	49.0	53.9	57.5	71.5	
	29.9	12.9	46.1	67.0	83.8	18.4	56.2	62.1	69.2	83.2	

Se resalta la enorme capacidad del modelo para replicar el patrón existente en los datos de los hijos casados. El modelo recoge, tanto los efectos positivos de los incrementos de la renta de la madre sobre la fracción de individuos que viven solos, como los efectos negativos producidos por los incrementos en el nivel de renta de los hijos. Si se compara esta tabla con la Tabla 5.6, se observa que ambas son muy similares en todos y cada uno de los grupos que se refieren a los hijos casados y esto se refleja en el error de predicción. Para esta submuestra, éste es considerablemente reducido, 0.00210, lo que supone una disminución de casi el 35% respecto al error total del modelo básico.

Para el caso de los hijos solteros, los resultados no son tan satisfactorios. En términos generales, el modelo es capaz de captar el comportamiento de los datos: la irrelevancia de la renta de la madre en la determinación de los tipos de hogares cuando los hijos son los más pobres, y el efecto positivo que tienen los incrementos de la renta de las madres sobre la fracción de los que viven solos cuando los hijos pertenecen a los grupos superiores de renta. Finalmente, para cualquiera que sea el tipo de la madre, se observa también el mismo efecto positivo ante incrementos en la renta de los hijos. El modelo falla en el segundo cuartil de renta de los hijos.

Siguiendo con la submuestra de hijos solteros, a nivel desagregado se observa que hay grandes diferencias en algunos grupos. A pesar de la flexibilidad del modelo para recoger comportamientos no lineales, para dos de los datos que se identificaron como atípicos, los elementos (2,1) y (3,3), las predicciones son relativamente malas. Como es lógico, el principal problema que ocasiona la existencia de estos datos no es la propia incapacidad del modelo para replicarlos, sino que su presencia sesga los resultados de la estimación. Si se observan los grupos cercanos a éstos, se comprueba cómo el modelo corrige en las predicciones el patrón que presentan los datos y crea uno nuevo, más homogéneo y lineal. Por ejemplo, las predicciones para los grupos (2,3), (3,3) y (4,3) son tales que se genera un patrón monótono en todas las direcciones. La consecuencia de este hecho es que el error de predicción del modelo para esta submuestra es relativamente grande, 0.00572, es decir, un incremento de, aproximadamente, el doble respecto al error del modelo básico ⁴.

El error total del modelo es, por tanto, 0.00782, casi tres veces superior al del modelo básico, 0.00283. Así, a pesar de mejorar la predicción para las madres con hijos casados, el empeoramiento que se obtiene en la predicción para los hijos solteros provoca que, en términos agregados, el modelo genere un error mayor que antes.

Los valores estimados de los parámetros se muestran en la Tabla 5.9. Las diferencias que se producen en función del estado civil son bastante interesantes. Para empezar, se observa que la constante que acompaña al consumo de la madre en la función de utilidad, \bar{c}_m , es negativa, indicando que las madres no tienen demasiada aversión al riesgo, especialmente en niveles de consumo reducidos ⁵.

A continuación, cuando los agentes realizan un esfuerzo cero, se observa que la probabilidad de que vivan solos es relativamente reducida si los hijos están casados y grande si los

⁴Si los elementos (2,1) y (3,3) tuvieran unos valores más cercanos al patrón de los datos, por ejemplo, 40.0 y 70.0, respectivamente, en lugar de 27.8 y 45.3; entonces el error total para la submuestra de los solteros pasaría a ser 0.00382.

⁵Este resultado es el mismo que el que se alcanzaba con el modelo básico en el capítulo anterior.

Tabla 5.9: Valores de los parámetros

Parámetros	Estimaciones	Parámetros	Estimaciones
\bar{c}_m	-1067.13	γ	1.70
ρ_m	6.15	ρ_s	0.09
α_{mm}	0.09	α_{sm}	0.82
α_{ms}	3.00	α_{ss}	0.46
η_{mm}	-0.42	η_{sm}	4.81
λ_m	0.25	λ_s	0.17
θ_m	1.18	θ_s	0.50
χ_m	0.04	χ_s	63.22

hijos están solteros, un 14% ($\frac{1}{1+\rho_m}$) y un 90% ($\frac{1}{1+\rho_s}$), respectivamente. Esto significa que en el caso de los hijos casados, los agentes tienen que realizar esfuerzos para no residir en el mismo hogar, mientras que en el caso de los hijos solteros tienen que hacer esfuerzos para vivir juntos.

En el caso de los hijos casados, el coste del esfuerzo de la madre es sensiblemente inferior al de los hijos pues $\alpha_{mm} < \alpha_{ms}$, mientras que en el caso de los hijos solteros ocurre lo contrario. Si se compara por tipos de hijos, el coste es superior para los hijos casados, lo que puede reflejar la existencia de un coste de negociación con su cónyuge y con sus propios hijos a la hora de tomar una decisión conjunta respecto al esfuerzo que debe realizar. Respecto a las madres, el coste del esfuerzo es relativamente superior si ésta tiene un hijo soltero. Una posible explicación para esta observación podría ser la existencia de mayores problemas de entendimiento entre éstos y sus madres, en la medida en que los individuos solteros podrían ser más independientes y con estilos de vida diferentes a los de los casados. Los intentos de la madre en influir sobre el tipo de hogar en el que residen pueden ser valorados negativamente por los hijos, produciendo conflictos repercutirían negativamente en la utilidad de la madre, haciéndole más costoso tomar una decisión en uno u otro sentido.

Otro aspecto interesante es el hecho de que las madres que tienen hijos casados experimentan cierta desutilidad cuando conviven con ellos ($\eta_{mm} < 0$). Sin embargo, las madres

que tienen hijos solteros obtienen una ganancia en utilidad cuando ambos están conviviendo ($\eta_{sm} > 0$). Una razón podría ser, sencillamente, el problema de rivalidad en el espacio del hogar fruto de la coresidencia. La congestión en el hogar podría ser menor en el caso de los hijos solteros que en el de los casados, con un tamaño familiar presumiblemente superior, que ocasionaría una pérdida de utilidad para la madre. Otra interpretación, relacionada en parte con la anterior, sería la existencia de desavenencias, cuando viven juntos, bien entre la madre y su hijo político, o bien entre su hijo y el cónyuge de éste, lo que provocaría también una desutilidad para la madre.

También se observa que entre los hogares de los hijos casados y los solteros existen diferencias en relación a las economías de escala. Éstas son relativamente grandes en el hogar de los hijos casados cuando viven solos (γ es 1.7), comparadas con las del modelo anterior (33.9). Sin embargo, cuando su madre vive con ellos, las ganancias se reducen considerablemente (χ_m es muy cercano a cero), especialmente cuando la renta de ambos es baja. Si los recursos de la madre y de sus hijos son altos, la coresidencia no supone una pérdida tan grande, pues $\theta_m > 1$. Para los hijos solteros, si su madre vive con ellos y la renta agregada es alta, el consumo total que se produce en el hogar se reduce más que en el caso de los casados. A pesar, de ser grande el efecto sobre el nivel, 63.22, el efecto de la curvatura es mayor ($\theta_m < 1$), lo que produce deseconomías de escala, especialmente en niveles altos de renta ⁶.

Finalmente, respecto a la proporción del consumo total que corresponde a la madre cuando vive con su hijo, no existen demasiadas diferencias entre aquéllas que tienen hijos casados y aquéllas que tienen hijos solteros, aunque aparece un pequeño sesgo positivo en favor de las primeras ($\lambda_m > \lambda_s$).

⁶Para un nivel de renta total de \$50595.22, el consumo total que se produce en el hogar de los hijos solteros coincide con el de los hijos casados cuando la madre vive con ellos, \$14220.31. Para niveles de renta inferiores los hijos solteros obtienen un consumo total mayor que el de los casados y, para niveles de renta superiores, son los hijos casados quienes ganan relativamente

Las Figuras 5.1 y 5.2 muestran las predicciones del modelo básico y las observaciones de los datos cuando se controla por el estado civil. Se observa, de forma clara que las predicciones del modelo se aproximan enormemente a los datos para el caso de los hijos casados y, también, que el modelo no recoge de manera adecuada el patrón de los datos de los hijos solteros. En concreto, se puede comprobar la influencia de las observaciones atípicas que se comentaron anteriormente cuando se calculó el error del modelo.

5.7 Las predicciones del modelo para 1990

El objetivo de esta sección es medir la importancia de las variaciones en la renta sobre el cambio experimentado por la distribución de los tipos de hogares entre 1970 y 1990. Para ello, al igual que en el capítulo anterior, se introducen las rentas de 1990 en el modelo estimado para 1970, y se obtienen los valores de equilibrio para 1990. Entonces, se calcula el error en la predicción y una medida de la precisión del modelo en la explicación del cambio total de la distribución de los tipos de hogares entre esos años.

La Tabla 5.10 muestra las predicciones del modelo cuando se utiliza el deflactor 2.55 para cada uno de los treinta y dos grupos. Se observa que el modelo es bastante bueno para captar el patrón de los datos y el aumento uniforme de la fracción de madres que viven solas en todos los grupos, excepto en el elemento (4,1) de los hijos casados. Sin embargo, el modelo subestima el incremento de la fracción en ciertos grupos. En el caso de los hijos casados, esto sucede en mayor medida cuanto más alto es el nivel de renta de los hijos. Por ello, la peor predicción se halla en el grupo madres pobres-hijos ricos; en los datos se observa un aumento de la fracción de madres que viven solas, que pasa de 15.2% a 62.5%, mientras que el modelo predice un 13.1%. En el caso de los hijos solteros, las peores predicciones se localizan en la primera fila, para los hijos más pobres, con una diferencia uniforme de diez puntos porcentuales, y en la primera fila, para las madres más pobres, también con una diferencia aproximada de diez puntos.

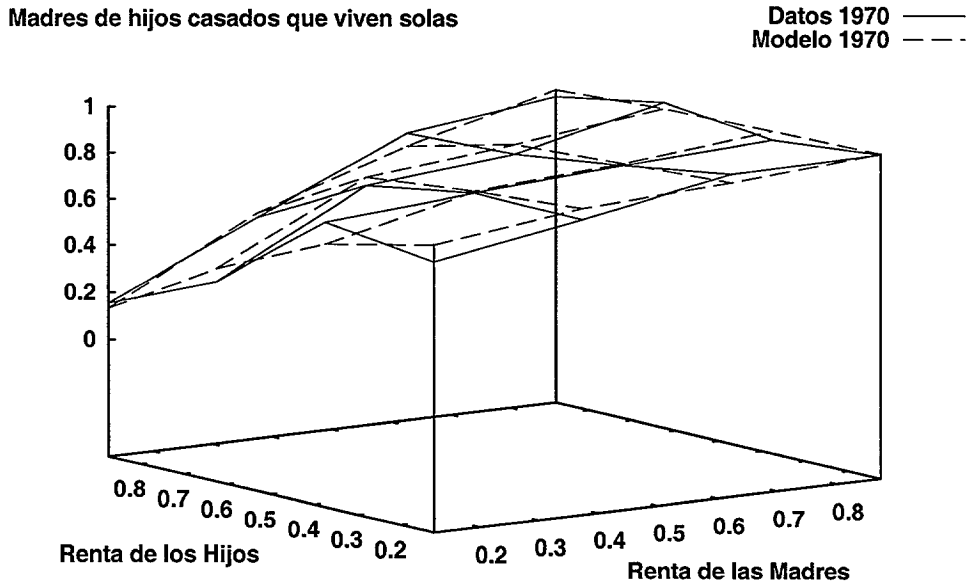


Figura 5.1: Fracción de mujeres viudas con un hijo casado que viven solas, en el modelo y en los datos, para 1970.

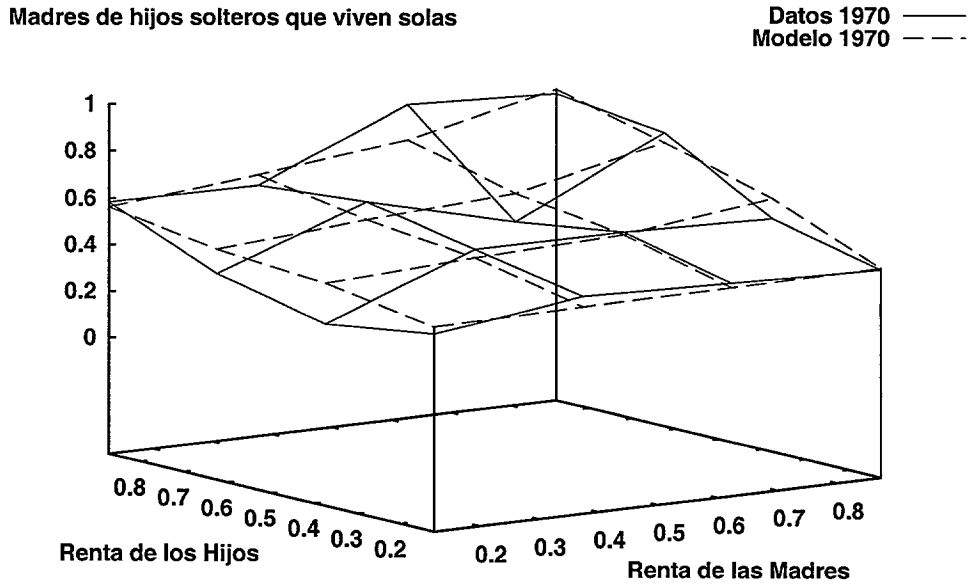


Figura 5.2: Fracción de mujeres viudas con un hijo soltero que viven solas, en el modelo y en los datos, para 1970.

Tabla 5.10: Predicción del Modelo para 1990
Porcentaje de madres que viven solas

Error: 0.0268		Madres									
		Con Hijos Casados					Con Hijos Solteros				
		21.4	25.4	26.5	26.7		28.8	23.4	24.0	23.8	
Hijos	13.3	81.7	85.7	87.7	90.3		35.3	40.0	41.8	42.8	43.2
	23.3	77.2	83.2	86.1	89.5		26.5	53.0	57.9	62.6	71.5
	29.4	65.4	79.1	83.6	88.4		21.1	61.3	69.6	76.0	83.4
	34.0	13.1	53.9	74.1	85.2		17.1	74.6	81.0	84.3	87.9

El cambio total en los datos, calculado como la suma ponderada de las diferencias al cuadrado, es 0.0639 ⁷, mientras que el error del modelo se sitúa en 0.0268, es decir, un 41.9% del cambio total en los datos. De esta manera, la segunda medida de la precisión del modelo, M_2 , indica que el modelo explica el 58.0% del incremento en la fracción de mujeres viudas que viven solas.

Por otro lado, la fracción agregada de madres que viven solas resultante es el 68.1%. Si se calcula la primera medida de precisión, M_1 , resulta que el modelo es capaz de explicar un 45.9% del incremento que se produjo en dicha fracción entre 1970 y 1990.

Si se distingue el estado civil, se comprueba que la predicción es mejor para los hijos solteros. El modelo predice un 76.7% en el caso de los casados y un 60.4% en el de los solteros; por tanto, la predicción es casi diez puntos porcentuales menor que los datos para los casados, y aproximadamente seis puntos para los solteros. La medida M_2 es 39.2% para

⁷Para calcular esa medida se ha utilizado la distribución conjunta de la renta de 1990 en los dos años. En este punto se debe recordar que la distribución conjunta de la renta presenta ligeras diferencias entre 1970 y 1990 (véase la Tabla 5.5). Los resultados no cambian si se utiliza la distribución de 1970.

los casados y 79.1% para los solteros y la medida M_1 resulta 40.5% y 63.3% para cada uno de ellos, respectivamente.

Si la distribución del estado civil se hubiera mantenido constante entre 1970 y 1990, la fracción total de madres viviendo solas hubiera sido un 70.0%, un incremento de casi de dos puntos respecto a la predicción original. Esto indica que el incremento relativo de los solteros, entre 1970 y 1990, ha provocado que el porcentaje de madres que viven solas no haya crecido aun más.

El hecho de que el modelo prediga mejor en 1990 para los solteros que para los casados, cuando en 1970 ocurría lo contrario, se debe, básicamente, al cambio en el patrón de los datos. En 1970 se identificaron tres observaciones anómalas (elementos (2,1), (3,3) y (4,2)) que sesgaban fuertemente al alza el error del modelo. En 1990, los elementos (3,3) y (4,2) se consideraron datos atípicos y, aun así, sus valores distaban menos del comportamiento que deberían tener en ese año, que los mismos valores en 1970. Como el modelo tiene un comportamiento regular, el error se reduce bastante en 1990, pues las diferencias al cuadrado para esas celdas tienen un valor reducido, en comparación con las de 1970. De hecho, como se comentó anteriormente, en 1970 se obtuvo un error tan grande en la estimación precisamente por dichos datos atípicos.

Por supuesto, hay que añadir que el modelo no predice bien para el caso de los hijos casados de renta alta, como se observó previamente. En particular, para el elemento (4,1) la diferencia entre la predicción y el valor real es sensiblemente grande, lo que ocasiona un incremento considerable en la dimensión del error.

Estas dos últimas consideraciones son las que ayudan a explicar por qué el modelo que incorpora el estado civil predice peor que el modelo básico del capítulo anterior, que omitía esta variable.

5.8 Conclusión

En la primera parte de este capítulo se ha estudiado la importancia de otras variables, aparte de la renta, en la determinación de los tipos de hogares. A partir de la muestra del AHEAD 93 se evidencia la relevancia que posee el número total de hijos que tiene la madre, la edad de éstos y, fundamentalmente, su estado civil. El sexo de los mismos no parece influir en la formación de los tipos de hogares.

Atendiendo a estos resultados, se analiza el papel del estado civil de los hijos en la distribución de los tipos de hogares de la muestra inicial del IPUMS 70 y 90. Para ello, primero, se desarrolla un mecanismo de imputación similar al del Capítulo 3. Esto permite obtener la distribución conjunta de la renta, el estado civil y los tipos de hogares para cada uno de los años.

Se observan enormes diferencias entre la submuestra de madres que tienen hijos casados y la de madres con hijos solteros. La fracción de las primeras que viven solas es mucho mayor que la de las segundas; además, los incrementos en la renta de los hijos producen aumentos en el porcentaje de coresidencia, si éstos están casados, y aumentos en el porcentaje de independencia, si éstos están solteros. Los incrementos en la renta de la madre, generalmente, también implican aumentos en la proporción de individuos que viven solos. No obstante, si las madres tienen hijos solteros relativamente pobres, el efecto es prácticamente nulo.

En segundo lugar, se construye y se estima un modelo similar al modelo básico del Capítulo 3. El procedimiento de estimación consiste en dividir la muestra entre madres con hijos casados y madres con hijos solteros y, seguidamente, estimar cada una de las submuestras por separado, fijando el valor de los parámetros que sean iguales en ambas estimaciones. El error del modelo es mayor que el del modelo básico, pero las predicciones siguen siendo bastante buenas, especialmente para el caso de los hijos casados, captando el patrón de los datos en todas las direcciones.

En cuanto a los valores de los parámetros, se encuentran importantes diferencias entre la submuestra de madres con hijos casados y la de madres con hijos solteros. Entre éstas cabe destacar que si los hijos están solteros, los agentes deben realizar esfuerzos para vivir juntos, mientras que si los hijos están casados, los esfuerzos se encaminarían hacia vivir solos. Además, se observa un mayor coste del esfuerzo para los hijos casados, que podría reflejar el coste de un proceso de negociación interno en sus propias familias o con sus cónyuges. También se comprueba que las madres obtienen una utilidad positiva cuando viven con sus hijos solteros, mientras que las que viven con sus hijos casados experimentan pérdidas de utilidad. Este hecho podría interpretarse, o bien como la desutilidad experimentada por compartir un espacio, que en principio está más cogestionado (es suficiente considerar la presencia del cónyuge, que no existe en el caso de los solteros); o bien como la mayor pérdida de independencia o intimidad de la madre en un hogar poblado con más individuos; o bien como los posibles problemas de entendimiento que se pueden plantear entre la madre y sus hijos políticos, o entre sus hijos y los cónyuges de éstos.

Finalmente, se sustituyen las rentas de 1970 por las de 1990 y, con el modelo estimado para 1970, se realizan las predicciones para 1990. Éstas no son tan buenas como las del modelo básico del Capítulo 3, sobre todo para la submuestra de madres que tienen hijos casados. En este nuevo modelo los cambios de la renta explican entre un 50% y un 55% del cambio total que se produce en la fracción de madres que viven solas, mientras que el modelo básico explicó sobre un 75%.

Los modelos que se han presentado en esta investigación sugieren, al menos de manera indirecta, la existencia de algunos aspectos dinámicos que no han sido tenidos en cuenta. Así, cuando la madre y el hijo consideran la posibilidad de vivir juntos, se está simplificando el conjunto de alternativas que pueden estar disponibles para ambos. En particular, sería interesante explorar si existen otras características de los individuos que puedan influir en la decisión de los tipos de hogares y que, además, se vinculen a situaciones independientes de la relación madre-hijo. Por ejemplo, que los hijos estén atravesando por un proceso de

divorcio, que hayan tenido descendencia recientemente, que sean muy jóvenes, etc.

Por tanto, el paso siguiente a este trabajo de investigación es determinar cómo el envejecimiento de los hijos y las madres puede afectar a la formación de los tipos de hogares. El hecho más recurrente en la determinación de los tipos de hogares es el abandono del hogar de los progenitores por parte de los hijos para vivir solos o para casarse, ya sea inmediatamente o después de permanecer durante un cierto período viviendo solos. En este contexto, las mujeres viudas viviendo con sus hijos constituye uno de los muchos tipos de hogares que pueden existir. En principio, existen tres posibles situaciones en las que se puede producir la convivencia: el hijo todavía no ha abandonado el hogar de los padres; el hijo ya ha salido, pero regresa temporalmente debido a circunstancias especiales, como un divorcio, un período negativo en términos de ingresos, etc.; o el hijo y la madre deciden convivir de una manera permanente, debido, por ejemplo, a la presencia de rentas esperadas bajas, de una salud deteriorada, etc. En este contexto, variables como el estado civil y los tipos de hogares se determinan conjuntamente. Otras variables como la salud y la renta, si bien no se resuelven simultáneamente con las anteriores, incorporan implícitamente dinámicas que cambian las circunstancias bajo las que se toman las decisiones.

En relación con lo expuesto anteriormente, la introducción de variables como el sexo de los hijos, su educación y el número total de los mismos, multiplica y enriquece el conjunto de tipos de hogares que se pueden crear entre una madre y su descendencia. La combinación de características puede alterar los acuerdos que, efectivamente, se realizan entre la madre y sus hijos. El mero hecho de que una madre decida los tipos de hogares con más de un hijo plantea un análisis interesante. Si, además, los agentes son heterogéneos en renta, estado civil, edad, etc., entonces la importancia de una investigación en este campo es indiscutible. La razón es obvia: conocer los mecanismos que explican la formación de los tipos de hogares permitiría comprender cuáles son las causas que provocan que una sociedad o población se estructure de una manera determinada, reflejando una distribución y una composición particular de hogares.

5.9 Apéndice

Tabla 5.11: Distribución conjunta de la renta por estado civil (1970)

		Madres								
		Con Hijos Casados					Con Hijos Solteros			
		22.1	25.5	26.2	26.2		29.4	23.2	24.2	23.2
Hijos	14.1	4.3	3.9	3.9	2.0	39.7	15.0	9.7	8.3	6.7
	25.1	8.9	6.8	5.6	3.8	24.8	7.0	6.8	6.2	4.9
	30.9	4.4	8.8	7.5	10.2	17.1	3.7	4.5	3.1	5.8
	29.9	4.5	6.0	9.2	10.2	18.4	3.7	2.2	6.6	5.9

Tabla 5.12: Distribución conjunta de la renta por estado civil (1990)

		Madres								
		Con Hijos Casados					Con Hijos Solteros			
		21.4	25.4	26.5	26.7		28.8	23.4	24.0	23.8
Hijos	13.3	4.1	3.7	3.7	1.9	35.3	13.4	8.6	7.4	6.0
	23.3	8.2	6.3	5.2	3.5	26.5	7.5	7.2	6.6	5.2
	29.4	4.2	5.6	7.2	9.7	21.1	4.5	5.5	3.9	7.1
	34.0	5.1	6.8	10.4	11.5	17.1	3.4	2.1	6.2	5.5

Bibliografía

- Anand, S. y Ravallion, M. (1993). Human development in poor countries: On the role of private incomes and public services. *Journal of Economic Perspectives*, 7(1):133–150.
- Besley, T., Hall, J., y Preston, J. (1999). The demand for private health insurance: do waiting list matter. *Journal of Public Economics*, 72(2):155–181.
- Boldrin, M. y Rustichini, A. (2000). Equilibria with social security. *Review of Dynamics Economics*, 3:41–78.
- Börsch-Supan, A. (1989). Household dissolution and the choice of alternative living arrangements among elderly americans. In Wise, D. A., editor, *The Economics of Aging*. A National Bureau of Economic Research Project Report, The University of Chicago Press, Chicago and London.
- Börsch-Supan, A., Gokhale, J., Kotlikoff, L., y Morris, J. (1992). The provision of time to the elderly by their children. In Wise, D. A., editor, *Topics in the Economics of Aging*. A National Bureau Economic Research Project Report, The University of Chicago Press, Chicago and London.
- Boskin, M., Kotlikoff, L., Puffert, D., y Shoven, J. (1987). Social security: A financial appraisal across and within generations. *National Tax Journal*, 40:19–34.
- Burch, T. y Matthews, B. (1987). Household formation in developed societies. *Population and Development Review*, 13:495–511.

- Conde-Ruiz, I. y Galasso, V. (1999). Positive arithmetic of the welfare state. CEPR Discussion Paper n. 2202.
- Conde-Ruiz, I. y Galasso, V. (2003). Early retirement. *Review of Dynamics Economics*, 6:12–36.
- Cooley, T. y Soares, J. (1998). A positive theory of social security based on reputation. *Journal of Political Economy*, 107(1).
- Costa, D. (1999). A house of her own: Old age assistance and the living arrangements of older nonmarried women. *Journal of Public Economics*, 72(1):39–59.
- Currie, J., Gruber, J., y Fisher, M. (1995). Physician payments and infant health: Effects of increases in medicaid reimbursement. *American Economic Review*, 85(2):106–111.
- Cutler, D. y Richardson, E. (1997). Measuring the health of the united states population. *Brookings Papers on Economic Activity. Microeconomics*, pages 217–272.
- Cutler, D. y Richardson, E. (1998). The value of health: 1970-1990. *American Economic Review*, 88(2):97–100.
- Cutler, D. M. y Gruber, J. (1996). Does public insurance crowd out private insurance? 111(2):391–430.
- Deaton, A. y Paxson, C. (1998). Aging and inequality in income and health. *American Economic Review*, 88(2):248–253.
- Deaton, A. y Paxson, C. (2001). Mortality, education, income, and inequality among american cohorts. In Wise, D. A., editor, *The Economics of Aging*. A National Bureau of Economic Research Project Report, The University of Chicago Press, Chicago and London.
- Dunn, T. y Phillips, J. W. (1998). Intergenerational co-residence and children's incomes. Aging Studies Publications, Syracuse University.

- Epple, D. y Romano, R. (1996). Public provision of private goods. *Journal of Political Economy*, 104(1):57–84.
- Even, W. y Macpherson, D. (1996). The economic status of elderly widows. Mimeo.
- Galasso, V. (2002). The us social security: A financial appraisal for the median voter. *Social Security Bulletin*, (64):57–65.
- Galasso, V. y Profeta, P. (2002). The political economy of social security: A survey. *European Journal of Political Economy*, (18):1–29.
- Gottschalk, P. (1997). Inequality, income, growth, and mobility: The basic facts. 11:21–40.
- Grossman, M. (1972). On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of Political Economy*, 70(2).
- Grossman, M. (1999). The human capital model of the demand for health. In Newhouse, J. y Culyer, J., editors, *Handbook of Health Economics*. Amsterdam: North-Holland. forthcoming.
- Hassler, J., Mora, J. R., Storesletten, K., y Zilibotti, F. (2001). The survival of the welfare state. mimeo.
- Hill, D. y Hill, M. (1974). Older children and splitting off. In Duncan, G. J. y Morgan, J., editors, *Five Thousand American Families: Patterns of Economic Progress 4*. Ann Arbor: Institute for Social Research, University of Michigan.
- Hurd, M. (1990). Research on the elderly: Economic status, retirement, and consumption and saving. *Journal of Economic Literature*, pages 565–637.
- Kotlikoff, L. y Morris, J. (1990). Why don't elderly live with their children? a new look. In Wise, D. A., editor, *Issues in the Economics of Aging*. A National Bureau of Economic Research Project Report, The University of Chicago Press, Chicago and London.

- Krusell, P., Quadrini, V., y Ríos-Rull, J.-V. (1997). Politico-economic equilibrium and economic growth. 21(1):243–272.
- Lee, J., McClennan, M., y Skinner, J. (1999). The distributional effects of medicare. NBER working paper n. 6910.
- Lichtenberg, F. (2002). Sources of u.s. longevity increase, 1960-1997. NBER working paper n. 8755.
- Manton, K., Corder, L., y Stallard, E. (1997). Chronic disability trends in the u.s. elderly population: Evidence from the 1982, 1984, and 1989 national long term care surveys. *Proceedings of the National Academy of Science*, 94:2539–2598.
- McElroy, M. (1985). The joint determination of household work and market work: The case of young men. *Journal of Labor Economics*, 3:293–316.
- McGarry, K. y Schoeni, R. (2001). Social security, economic growth, and the rise in elderly widows' independence in the twentieth century. *Demography*, 37(2):221–236.
- Michael, R., Fuchs, V., y Scott, S. (1980). Changes in the propensity to live alone, 1950-1976. *Demography*, 17:39–56.
- Mulligan, C. y Sala-i Martin, X. (1999). Gerontocracy, retirement and social security. NBER working paper n. 7117.
- Mutchler, J. y Burr, A. (1991). A longitudinal analysis of household and nonhousehold living arrangements later life. *Demography*, 28:374–390.
- Palloni, A. (2000). Living arrangements of older persons. Madison, WI: University of Wisconsin. Center for Demography and Ecology (CDE Working paper; no. 00-02).
- Persson, T. y Tabellini, G. (2000). *Political Economics. Explaining Economic Policy*. MIT Press.

- Persson, T. y Tabellini, G. (2002). Political economics and public finance. In Auerbach, A. y Feldstein, M., editors, *Handbook of Public Economics*. Amsterdam: North-Holland.
- Philipson, T. y Becker, G. (1998). Old-age longevity and mortality-contingent claims. *Journal of Political Economy*, 106(3):551–573.
- Radner, D. (1995). Incomes of the elderly and nonelderly, 1967-1992. *Social Security Bulletin*, pages 82–97.
- Regalia, F. y Ríos-Rull, J.-V. (1998). What accounts for the increase in single households and for the properties of fertility? Mimeo, University of Pennsylvania.
- Rosenzweig, M. y Wolpin, K. (1993). Intergenerational support and the life cycle incomes of young men and their parents: Human capital investments, co-residence, and intergenerational financial transfers. *Journal of Labor Economics*, 11(1):84–112.
- Ruggles, S. y Sobek, M. (1995). Integrated public use microdata series: Version 1.0. Minneapolis: Social History Research Laboratory, University of Minnesota.
- Schafer, R. (1999). Determinants of the living arrangements of the elderly. Joint Center for Housing Studies of Harvard University, W99-3.
- Schwartz, S., Danziger, S., y Smolensky, E. (1984). The choice of living arrangements by the elderly. In Aaron, H. J. y Burtless, G., editors, *Retirement and economic behavior*. Washington, D.C.: Brookings.
- Shapiro, D. y Wilcox, D. W. (1996). Mismeasurement in the consumer price index: An evaluation. 1:93–142.
- Shepsle, K. (1979). Institutional arrangements and equilibrium in multidimensional voting models. *American Journal of Political Science*, 23(1):27–59.
- Smith, J. (1999). Healthy bodies and thick wallets: The dual relation between health and economic status. *Journal of Economic Perspectives*, 13(2):145–166.

- Soldo, B. (1981). The living arrangements of the elderly in the near future. In Kiesler, S., editor, *Aging: Social Change*, pages 491–512. New York: Academic Press.
- Tabellini, G. (2000). A positive theory of social security. *Scandinavian Journal of Economics*, (102):523–545.
- van Doorslaer, E., Wagstaff, A., van der Burg, H., Christiansen, T., Citoni, G., Biase, R. D., Gerdtham, U., Gerfin, M., Gross, L., Hkkinen, U., John, J., Johnson, P., Klavus, J., Lachaud, C., Lauritsen, J., Leu, R., Nolan, B., Pern, E., Pereira, J., Propper, C., Puffer, F., Rochaix, L., Rodriguez, M., Schellhorn, M., Sundberg, G., y Winkelhake, O. (1999). The redistributive effect of health care finance in twelve oecd countries. *Journal of Health Economics*, 18:291–313.
- Ward, R., Logan, J., y Spitze, G. (1992). The influence of parent and child needs on coresidence in middle and later life. *Journal of Marriage and the Family*, 54:209–221.
- Weinick, R. (1995). Sharing a home: The experiences of american women and their parents over the twentieth century. *Demography*, 32(2):281–297.
- Whittington, L. y Peters, H. (1996). Economic incentives for financial and residential independence. *Demography*, 33(1):82–97.
- Wolf, D. y Soldo, B. (1988). Household composition choices of older unmarried women. *Demography*, 25(3):387–403.

a316325

